STATISTICS CANADA INFORMATION IS REPRODUCED WITH THE PERMISSION OF THE MINISTER OF INDUSTRY, AS MINISTER RESPONSIBLE FOR STATISTICS CANADA. INFORMATION ON THE AVAILABILITY OF DATA FROM STATISTICS CANADA CAN BE OBTAINED FROM STATISTICS CANADA'S REGIONAL OFFICES, www.statcan.ca, OR BY CALLING 1-800-263-1136.

micromedia
a division of IHS Canada

20 Victoria Street
Toronto, Ontario M5C 2N8
Tel.: (416) 362-5211
Toll Free: 1-800-387-2689
Fax: (416) 362-6161
Email: info@micromedia.on.ca

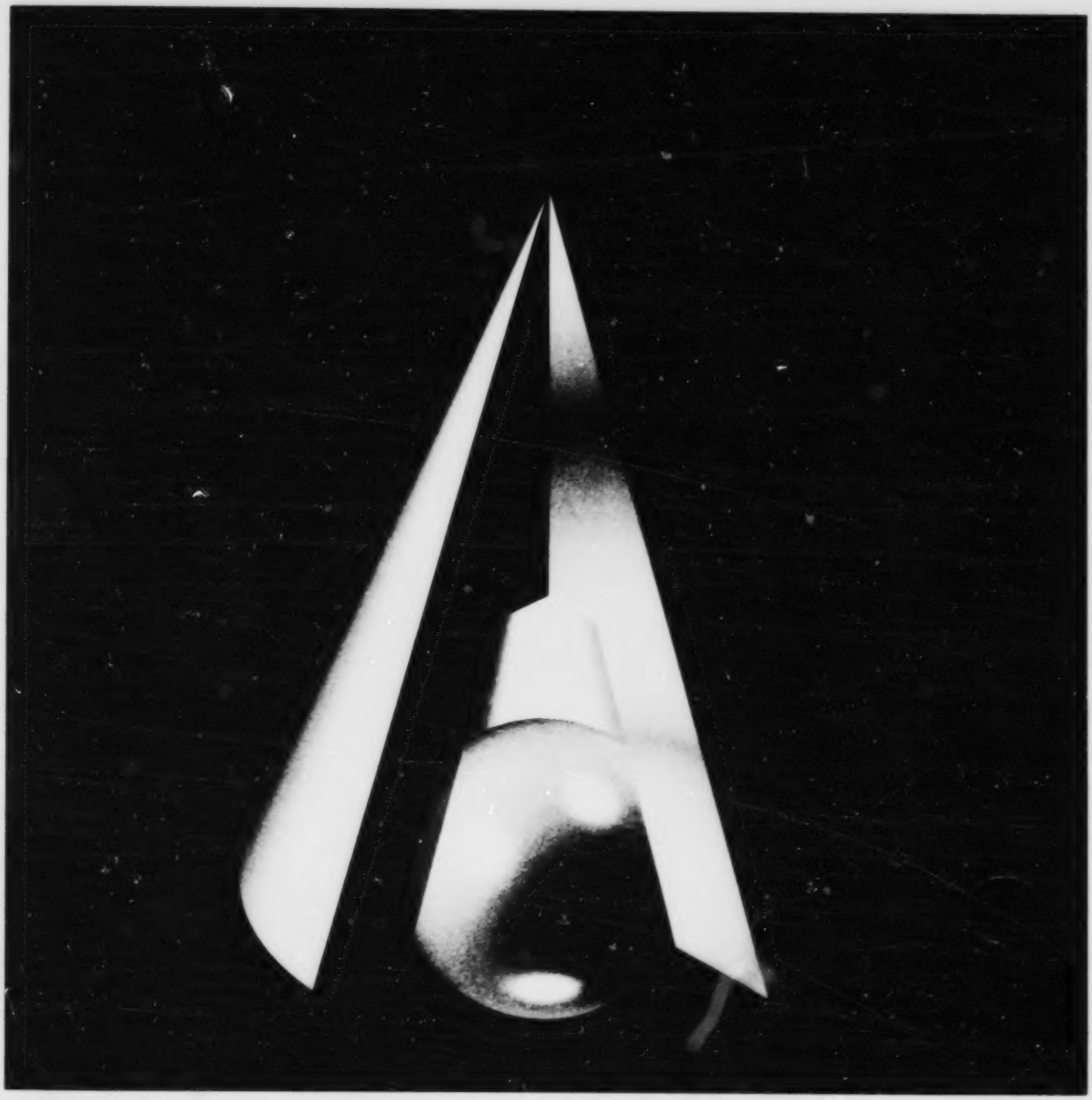
Research Paper Series

Analytical Studies Branch

The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap

by Marie Drolet

No. 157



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

The Analytical Studies Branch Research Paper Series provides for the circulation, on a pre-publication basis, of research conducted by Branch staff, visiting Fellows and academic associates. The Research Paper Series is intended to stimulate discussion on a variety of topics including labour, business firm dynamics, pensions, agriculture, mortality, language, immigration, statistical computing and simulation. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions. A list of titles appears inside the back cover of this paper.

Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices, provincial statistical focal points, research institutes, and speciality libraries. These papers can be downloaded from the Internet at *www.statcan.ca*.

To obtain a collection of abstracts of the papers in the series and/or copies of individual papers (in French or English), please contact:

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
24th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-6325

101-02314/

The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap

by Marie Drolet

No. 157

11F0019MPE No. 157
ISSN: 1200-5223
ISBN: 0-660-18341-2

Price: $5.00 per issue, $25.00 annually

Business and Labour Market Analysis Division
24-F, R.H. Coats Building, Ottawa, K1A 0T6
Statistics Canada (613) 951-5691
Facsimile Number: (613) 951-5403
Internet: drolmar@statcan.ca
The paper is available on Internet: (www.statcan.ca)

January 2001

The author wishes to thank Garnett Picot, Maryanne Webber, René Morissette and Lynda Gagné for helpful comments. The opinions expressed is the sole responsibility of the author and not of Statistics Canada.

Aussi disponible en français

Table of Contents

I. Introduction 1

II. Literature Review 2

III. Two measures of earnings: annual earnings and hourly wage rates 5

IV. The Data and Sample 6

V. Gender differences in explanatory variables 6

VI. The mean gender differentials: 9

VII. The Determinants of Wages By Sex 11

VIII. Accounting for the gender wage gap 13

IX. The impact of using proxies for experience 15

X. Discussion 16

XI. Conclusions 17

References 33

ABSTRACT

This article uses data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) to investigate the extent to which factors not previously explored in the Canadian context account for wage differences between men and women. Like other studies using standard decomposition techniques and controlling for a variety of productivity-related characteristics, the results demonstrate that men still enjoy a wage advantage over women: women's average hourly wage rate is about 84% - 89% of the men's average. Unlike other studies, controls for work experience and job-related responsibilities are used. Gender differences in full-year, full-time work experience explain at most, 12% of the gender wage gap. Gender differences in the opportunity to supervise and to perform certain tasks account for about 5% of the gender wage gap. Yet despite the long list of productivity related factors, a substantial portion of the gender wage gap cannot be explained.

Many studies rely on measures such as age or potential experience (= age minus number of years of schooling minus six) as a proxy for actual labour market. Neither of these measures account for complete withdrawals from the labour market nor for restrictions on the number of hours worked per week or on the number of weeks worked per year due to family-related responsibilities. The results show that proxies for experience yield larger adjusted gender wage gaps than when actual experience is used.

Keywords: gender earnings: women's wages

1. Introduction

Recent generations have witnessed a profound change in the role of women in the labour market. The rate of female participation in the labour force doubled between 1961 (29%) and 1996 (60%).[1] Women workers in the 1990s have a stronger labour force attachment than their earlier cohorts: they are more likely to postpone childbearing until after they have secured their careers; have fewer children; are less likely to interrupt their careers for 6 months or more after childbirth[2] and return to work more quickly than new mothers of earlier generations (Gunderson 1998).

These changes in the labour force participation and the commitment of Canadian women have induced dramatic changes in the patterns of family earnings. The traditional concept of male 'breadwinner' and female 'caregiver' no longer symbolizes the Canadian family. Single earner families with only the husband doing paid work changed from the norm in 1967 (58%) to the exception (18%) by 1994 (Gunderson, 1998). Women's earnings are an increasingly important component of family earnings. In dual earner families, about one quarter of Canadian women earn more than their male partner (Crompton and Geran, 1995).

Along with these changes, it is a well-documented fact that Canadian women have made substantial gains in their wage-determining or productivity-related characteristics over the past two decades. There has been considerable improvement in women's relative (to men) skills level, in women's quantity of schooling, in women's job experience, and in women's successful infiltration into male-dominated occupations.

Yet despite these pervasive and permanent shifts in female labour force participation, commitment and their relative improvements in wage-determining characteristics, pay differences between men and women persist and continue to be a topical issue in the 1990s. For the past 30 years, the Survey of Consumer Finances (SCF) has documented these pay differences. Among full-year, full-time workers, the female to male earnings ratio was 72.5% in 1997, up from 58.4% in 1967.[3]

Standard decomposition techniques split the gender wage gap into an 'explained' portion (attributable to differences in labour market qualifications and job characteristics) and 'unexplained' portion (attributable to differences in the pay men and women receive for the same characteristic). Most economists focus on gender differences in skills to explain the gender earnings gap.(Coish & Hale, 1995; Christofides & Swidinsky, 1994; Gunderson 1998; Wannell, 1989; Baker, Benjamin, Desaulniers, Grant 1995).

The goal of this paper is twofold. The first objective of this paper is to facilitate the move from estimates of gender earnings ratios produced by the Survey of Consumer Finances to estimates of

---

[1] Data from the Census of Canada in Gunderson, 1998 p.24-26.

[2] Almost 9 in every 10 working women who gave birth in either 1993 or 1994 were back on the job within a year. These women took an average of 6.4 months off work. (*Perspectives on Labour and Income*, Statistics Canada, Autumn 1999, Catalogue number 75-0001-XPE).

[3] Data from the Survey of Consumer Finances, *The Earnings of Men and Women*, Statistics Canada, 1997 Catalogue no. 13-217-XPB.

gender wage ratios produced by the Survey of Labour and Income Dynamics. This paper briefly examines the gender pay ratio based on annual earnings – known as the **gender earnings gap** - using similar definitions and concepts used in the publication of female-male earnings ratios based on SCF data. The paper focuses on the gender pay gap based on hourly wage rates – known as the **gender wage gap**. The second objective of this paper is to take advantage of the wealth of information gathered by the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) by focussing on factors not previously explored in the Canadian context to explain the gender earnings differential. This may add a substantial dimension to research in the area of women's labour market issues and in the analysis of the gender wage gap.

The plan of the paper is the following. Section II provides a brief literature review of the Canadian evidence on the gender wage gap over the past two decades. Section III documents the two measures of earnings used in this study. Section IV specifies the sample used in our analysis. Section V discusses SLID variables that may explain part of the gender differentials. Section VI examines the gender wage gap and the gender earnings gap. Section VII examines the determinants of wages by gender. Section VIII decomposes the gender wage gap into a portion attributable to gender-specific factors and a portion attributable to differences in the pay men and women receive. Section IX attempts to quantify the impact of using proxies for experience on the gender wage gap. A discussion of the results is presented in Section X. Concluding remarks follow.

II. Literature Review

There are numerous Canadian studies estimating the gender wage differential. Although there are significant differences among the studies related to data sources and methodology, there are certain consistent findings. Table 1 highlights some of the main findings of the Canadian literature.[4]

The first unequivocal fact is that the *gender earnings differential has declined over time*. Using Census data, Baker et al. (1995) find that the full-year full-time female to male yearly earnings ratio increased steadily from 0.60 in 1970 to 0.64 in 1980 to 0.67 in 1990. This finding is also obtained by Gunderson (1998) who, also using Census data, calculates a similar yearly earnings ratio of 0.63 in 1970, 0.67 in 1980 and 0.72 in 1990 for full-year, full-time workers. Applying a consistent framework to data from the Survey of Consumer Finances (SCF), Baker et al. (1995) find a comparable female to male yearly earnings ratio of 0.64 in 1986 and 0.67 in 1991.[5] Coish and Hale (1995) use data from the 1993 Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) and find that women employed full-year full-time earn roughly 79% of the earnings of equivalent males. Interestingly, their calculation of the gender differential in hourly wage rates using all workers (full-time and part-time workers) produces a marginally lower ratio of 0.78. Christofides and

[4] This list is meant to provide recent Canadian evidence on the gender wage gap and its respective components. It is not meant to be exhaustive of the literature.

[5] Baker et al. (1995) hypothesize that the differences in the Census and the SCF earnings ratio may result from differences in sampling techniques, in the timing of the surveys, and in sample selection exclusions.

Swidinsky (1994) encounter a white female-white male earnings ratio of 0.76 using hourly wage rates from the 1989 Labour Market Activity Survey.

Second, *a substantial portion of the male-female pay gap cannot be explained by gender differences in observable wage-determining characteristics*, that is the gap cannot be explained by the difference in the average value of the wage-determining characteristic $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$, evaluated according to the male returns β_m. Baker et al. (1995) find that roughly one quarter of the gender earnings gap in the 1970-1985 period was explained by differences in wage-related characteristics. Gunderson (1998) detects a slight decline in the portion of the gender earnings gap attributable to differences in the wage-determining characteristics: from 35.4% in 1970 to 29.4% in 1990. He concludes that this finding 'suggests that the female work force has become more like the male workforce in its wage determining characteristics and this has helped to narrow the overall earnings gap' (Gunderson, 1998). Christofides and Swidinsky's (1994) estimated share of the gender wage differential attributable to productivity-related factors is 26.6% - falling between the Baker et al. (1995) and the Gunderson (1998) estimates. Coish and Hale (1995) find only 12% of the wage gap explained by demographic or human capital characteristics.

Third, *most of the improvement in Canadian women's relative pay was accomplished by a decline in the 'unexplained' portion of the gender pay gap*. The 'unexplained' component of the wage gap refers to the differences in the pay men and women receive for the same characteristics. Oftentimes, this 'unexplained' component is referred to as an estimate of the gender based labour market discrimination. Baker et al. (1995) decompose the change in gender earnings gap between two periods (t-1) and (t) $(\overline{y}_t^m - \overline{y}_{t-1}^m) - (\overline{y}_t^f - \overline{y}_{t-1}^f)$ into a portion attributable to changes in the mean characteristics $\left[\hat{\beta}_t^m(\overline{X}_t^m - \overline{X}_{t-1}^m) - \hat{\beta}_f(\overline{X}_t^f - \overline{X}_{t-1}^f)\right]$ and to changes in the returns to those characteristics $\left[\overline{X}_{t-1}^m(\hat{\beta}_t^m - \hat{\beta}_{t-1}^m) - \overline{X}_{t-1}^f(\hat{\beta}_t^f - \hat{\beta}_{t-1}^f\right]$ over the period using the following expression:

$$(\overline{y}_t^m - \overline{y}_{t-1}^m) - (\overline{y}_t^f - \overline{y}_{t-1}^f) = \left[\hat{\beta}_t^m(\overline{X}_t^m - \overline{X}_{t-1}^m) - \hat{\beta}_f(\overline{X}_t^f - \overline{X}_{t-1}^f)\right] + \left[\overline{X}_{t-1}^m(\hat{\beta}_t^m - \hat{\beta}_{t-1}^m) - \overline{X}_{t-1}^f(\hat{\beta}_t^f - \hat{\beta}_{t-1}^f\right]$$

They find that between 1970 and 1980 most of the decline in the gap is due to a decline in the relative returns to wage-determining factors; between 1980 and 1985 most of the decline in the gap is due to changes in the relative characteristics of men and women; and finally between 1985 and 1990, the decline in the difference in returns is important.[6]

The literature puts forth several common explanations for the decline in the 'unexplained' component. The first explanation is a widespread decline in discrimination towards women in the labour market. This may take the form of changing societal and/or employer attitudes

[6] Baker et al. (1995) find that 50% - 114% of the decline in the gap between 1970 and 1980 is due to the difference in returns; 65% - 88% of the decline in the gap between 1980 and 1985 is due to differences in characteristics; 62% - 85% of the decline in the gap between 1985 and 1990 is due to differences in returns. These numbers are taken from Baker et al. Table 2.

towards women at work. Employers are constantly making decisions with imperfect information and may use gender to predict future work commitment. Some firms may hesitate to hire women because women have, on average, more career interruptions and more absences due to family reasons than men. Consequently, statistical discrimination against the individual woman may result. This would be especially true in firms with substantial hiring and/or training costs and where wages are generally higher. Insofar as the increase in women's attachment to the labour force induces changes in employer behaviour, women's access to high-paying jobs will improve due to decreases in statistical discrimination.

The second explanation for the decline in the 'unexplained' component is related to differences in unmeasured attributes, skills or preferences. Most data sets do not contain sufficient information on other important determinants of the gender pay gap. The Survey of Labour and Income Dynamics offers a number of variables not gathered by other data sources that may be considered important determinants of the gender pay gap. Section III examines these variables and justifies their inclusion.

If there were no unexplained component to the gender wage gap, that is, if there were no differences in the pay men and women receive for the same characteristics, females would still earn less than men but only slightly (Table 1, Column 7). The earnings ratio net of differences in the returns to the same characteristics would range from about 85% in 1970 from the Gunderson (1998) to around 90% for the entire 1970-1990 period using the numbers from Baker et al. (1995) and 93% using Christofides and Swidinsky (1994). Again, the exception is the Coish and Hale study that estimates the earnings ratio without the unexplained component to be 97%.[7]

Finally, *estimates of the gender pay gap are sensitive to the earnings measure used, to the choice of method, to the population selected, and in the specification thus rendering comparisons difficult.* Baker et al. (1995) observe that the female-male earnings ratio after controlling for differences in observable characteristics hovers around 70%.[8] On the other hand, Gunderson (1998) notices that the ratio increases from 74% in 1970 to 80% in 1990. Christofides and Swidinsky (1994) and Coish and Hale (1995) produce gender wage ratios after controlling for differences in observable characteristics closer to that of Gunderson (1998): roughly 82% in 1989 and 80% in 1993 respectively. The different studies also produce somewhat different estimates of the 'unexplained' earnings differential throughout the 1970-1990 period (Table 1, Column 6).

---

[7] If men and women received the same pay for similar characteristics, the entire gender earnings gap would be attributable to differences in productivity-related factors. In other words, we compare the wage men earn ($\overline{W}_m = \overline{X}_m \hat{\beta}_m$) to the hypothetical wage women would receive if they were paid according to the male wage structure given their own characteristics ($\overline{W}_f^* = \overline{X}_f \hat{\beta}_m$).

[8] To calculate the female-male earnings ratio after controlling for differences in characteristics, ratio = $\exp\left[-(\beta_m - \beta_f)\overline{X}_f\right]$

III. Two measures of earnings: annual earnings and hourly wage rates

Up until 1997, Statistics Canada published female-male earnings ratios using data from the Survey of Consumer Finances (SCF). Among full-year, full-time workers[9] the female-male **annual earnings** ratios ranged from 58.4% in 1967 to 72.5% in 1997. Among all persons receiving a wage, a salary or net income from self-employment, the female-male earnings ratio ranged from 46.1% in 1967 to 63.8% in 1997 (Table 2).

The size of the gender gap reported by the SCF may be contaminated by differences in the number of hours worked per week among full-year, full-time (FYFT) male workers and FYFT female workers. The SCF definition of a FYFT worker is a person who works 30 hours or more per week for 49-52 weeks in the reference year. But there is considerable variation in the number of hours usually worked per week among full-time workers - using data from the Labour Force Survey, men employed full-time in December 1996 usually worked 43.6 hours per week while women employed full-time usually worked 39.6 hours per week.

Using the National Graduates Survey, Wannell and Caron (1994) find that among recent graduates, full-time female workers worked an average of 2.5 – 4 hours less per week than their male counterparts. Adding weekly hours to their wage equation, Wannell and Caron (1994) demonstrate that the **wage gap** among graduates is smaller than the **earnings gap**.

The definition of annual earnings may render the size of the gender pay gap difficult to interpret. The earnings ratios based on the SCF data define total earnings as consisting of wages and salaries and/or net income from self-employment from all sources. With this definition of earnings, it is difficult to pinpoint the source of the gender gap in annual earnings. Is the gender gap in annual earnings the result of differences in the base pay men and women receive for a given job? Or in net income from self-employment? Or in the premiums associated with over-time work? Or in multiple jobs held?

Hourly wage rates are a superior measure to annual earnings when determining the gender pay gap for several reasons. First as noted earlier, when annual earnings measures are used, the researcher is forced to restrict attention to full-year full-time workers to avoid *some* of the of problems associated with the number of hours worked per week and the number of weeks worked per year. Hourly wage rates avoid this problem altogether. Second, using hourly wage rates allows the researcher to determine differences in the pay men and women receive for similar jobs – that is, to accurately control for job characteristics such as tenure, industry, occupation or union status. This cannot be done precisely when using total annual earnings. Because total annual earnings are the summation of wages and salaries from *all jobs* in the reference year, it becomes difficult to examine the impact of particular job characteristics. The best that can be done when using total annual earnings is to use job information on the 'main' job and to define main job as the job with the greatest number of work hours or the job accounting for the greatest share of earnings.

---

[9] The SCF definition of a full-year full-time worker is a person who works 30 hours or more per week for 49-52 weeks in the reference year.

IV. The Data and Sample

We use the 1997 data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) to extract two samples – the first sample analyzes the **gender wage gap**, and the second sample analyzes the **gender earnings gap**.

The analysis of the **gender wage gap** consists of paid workers, aged 18-64 and who are not enrolled as full-time students in the reference year. Self employed individuals, individuals for whom hourly wage data or earnings data is not known, individuals for whom the full-year full-time work experience equivalent[10] (FYFTE) is not known and individuals for whom total usual hours worked in the job during the year is not known[11] are excluded. The analysis is based on 28,741 jobs – 14,839 jobs held by men and 13,902 jobs held by women. This sample is used for both cross-tabulations and for the multivariate analysis of the gender wage gap.

The second sample is selected for cross-tabulations of the **gender earnings gap** and imposes the additional restrictions of workers employed full-year (53 weeks per year) full-time (130 hours or more each month). This sample consists of 15,687 individuals – 9,020 men and 6,667 women. For workers holding more than one job during the reference year, the job characteristics attributable to the main job (where the main job is defined as the job with the greatest number of usual hours worked during the reference year) are used for the analysis.

V. Gender differences in explanatory variables

Work experience

Past research on gender pay differentials have suffered from serious data limitations. Oftentimes age or age minus schooling minus 6 is used as a proxy for the acquisition of general human capital skills or as a proxy for potential work experience. This is problematic since these measures tend to overstate the *actual* experience of women. That is, no account is taken of interruptions in the labour force participation of women for child-rearing purposes (i.e. complete withdrawals from the labour market) or of any restrictions on the hours of work per week or on the number of weeks worked per year.

SLID offers a measure of *actual* labour market experience - the full-year full-time equivalent (FYFTE). This measure incorporates *all work experience* by including information on the number of hours worked per week (i.e. full-time or part-time job) and for the number of weeks worked per year (full-year or part-year) for all jobs held by the individual.[12]

---

[10] The exclusion of observations with unknown full-year, full-time work equivalent is not believed to produce any sample selection bias. These exclusions were, to a fair extent, randomly distributed throughout the population.

[11] Since all jobs held during the reference year are included in the analysis, the cross-sectional job weights were standardized according to the annual hours worked in the job. This is done to avoid over-representing short tenure jobs.

[12] The SLID measure is calculated as follows:

The SLID measure of FYFTE work experience is a good estimate of the actual labour market experience of workers since it incorporates all work - but it is far from perfect. Although, as we will see, it 'explains' a sizable portion of the gender pay gap, there are two important drawbacks to this measure.

First, information on the *continuity* of work experience, on the *duration* of labour force withdrawals, on the *frequency* of withdrawal and on the *timing* of a withdrawal is missing.

It is a well-documented fact that men and women differ considerably in the amount of time they work and in the continuity of their work experience. Women are more likely to combine periods of paid work with periods of labour force withdrawal for family-related reasons. According to Corcoran and Duncan (1979), this may influence the pay women receive in several ways. First, since women are less likely to work continuously than men, they may have lower levels of job tenure– a factor that influence wages. Second, human capital skills may depreciate during long periods of labour force withdrawals. As a result, women returning to the same employer after an interruption in employment may be less likely to be promoted, and those women not returning to the same employer may be forced to accept wages that are lower than the wages they received prior to their withdrawal. Third, women expecting several withdrawals from the labour force may postpone training, or may decide to accept low-wage jobs in industries or occupations that are easy to enter and that have little or no penalty for exiting. Fourth, the *timing* of labour force withdrawals may impact wages. The acquisition of job-related skills is usually concentrated at the start of careers – which generally coincides with decisions regarding children. Murphy and Welch (1990) find that a significant portion of real lifetime earnings growth occurs during the first years after graduation. If this is the case, then the timing of labour force withdrawals may have important long run implications for future earnings patterns / lifetime earnings among men and women.

Table 3 illustrates the differences in work experience that men and women bring to the labour market. Compared to men, the average woman has 3.9 years less FYFTE work experience and has 1.3 fewer years of present employer tenure. Alternatively, men spend a greater proportion of their potential years of work experience working full-time than women (94% versus 75%).

Second, the definition of full-year and full-time used for the calculation of FYFTE work experience, may be problematic. Full-year refers to working at least 6 months and full-time refers to working at least 30 hours per week in a calendar year. As noted earlier, there is considerable variation in the number of hours usually worked per week among full-time workers. For instance, person A works 45 hours per week for 12 months while person B works 32 hours per week for 7 months. Under the SLID measure of FYFTE, each person would have 1 year of FYFTE experience despite the significant variation in their work experience. As well, the measure of FYFTE work experience does not account for short-term labour force withdrawals of less than 6 months in a given year. Marshall (1999) shows that almost 40% of women take less than 6 months off work after giving birth. If these unrecorded work interruptions and hours of work become more important as experience increases, then the measure of FYFTE work experience

---

FYFTE experience = number of years worked full-year, full time + 0.5 * (number of years worked part-year, full-time) + 0.5 * (number of years worked full-year, part-time) + 0.25*(number of years worked part-year, part-time).

may become less accurate in its ability to reflect the relative amount of work done be men and women.

Job-related responsibilities

SLID contains information on work responsibilities such as supervisory positions and work-related tasks such as workers' influence on budgeting or staffing, pay and promotion, and deciding work for others. As long as there exist differences in the opportunities for obtaining supervisory positions and/or that there exists differences in the wage premiums offered to men and women in these jobs, gender wage differentials will exist.

Table 4 shows how men and women experience different opportunities in their job-related responsibilities. Compared to the jobs men hold, women are less likely to be employed in jobs having supervisory responsibilities (35.2% and 24.8% respectively) and are less likely to be employed in jobs that involve budget and/or staffing decisions (21.7% and 15.7%).

Educational attainment

One advantage of SLID is information on the major field of study category for the highest completed level of post secondary education. Table 5 shows the diverging percentage distributions[13] and the gender composition[14] of each major field of study. Not surprisingly, many fields of study are dominated by either men or women and this may impact the gender pay gap. For instance, graduates of engineering, applied sciences technologies and trades fields are mostly men while on the other hand, women are over-represented among college graduates with a commerce or business administration degree, and among health and education fields. Since wages differ by field of study, the choice of major field of study by men and women may account for some of the gender pay gap.

Other explanatory variables

This paper incorporates several explanatory variables other than gender (and those mentioned previously) that are generally considered to influence wages. Marital status and age of youngest family member is meant to account for differences in household responsibilities and in the division of labour within the home. Region and urban size class is designed to capture inter-regional wage differentials. Since large firms pay more than small firms (Morissette, 1991) and since women have a lower probability of working in large firms, firm size is included as a potential explanation of the gender wage gap. Finally, union status attempts to account for differences in wage structures between non-unionized and unionized sectors.

---

[13] The percentage distribution shows how the male and female workforces are split across different major fields of study.

[14] The gender composition shows the incidence of men and women in each field of study.

VI. The mean gender differentials:

Table 6 highlights the gender differences in hourly wages (also referred to as the gender pay gap) and in the annual earnings (alternatively, referred to as the gender earnings ratio) by a number of demographic and labour market characteristics while Table 7 examines the gap by job characteristics.

A. Gender wage gap: Hourly wage rates

In 1997, women workers earned on average $15.12 per hour while male workers received $18.84. In other words, women earned about 80% of the average male hourly wage (Table 6).

The ratio of female-to-male hourly wage rates is highest (that is, the pay gap is smallest) -among young workers (Table 6). Young females aged 18-24 (25-34) earn about 85% (86%) of comparable male earnings. The small pay gap between young men and young women may be attributable to the fact that these workers are new entrants into the labour market with similar skills and similar labour market experience. As well, the effect of career interruptions, job advancement and differentiated household responsibilities have not yet taken place. There are greater differences in FYFTE work experience as workers age: men aged 45-54 (55-64) have 6.4 (13.1) more years of FYFTE work experience than comparable women. This may explain why the gender pay ratio falls steadily with age – women aged 45-54 earn about 75% of the average hourly wage rate of men 45-54. Another possibility is that gender differences in educational attainment may be larger among older cohorts of workers than among younger ones. Older cohorts of women may also have a higher concentration in low-paid occupations than younger cohorts of women. As well, older women workers are also part of a generation where their upward mobility in the workforce was less common, regardless of their work experience.

The gender pay gap is smallest amongst single, never married men and women (96%) and highest among married men and women (77%) (Table 6). The smaller pay gap between single, never married men and women may be partly related to age as well as to the fact that they have similar commitments to the labour force and to household responsibilities. The large pay gap between married men and married women may be partially explained by the conflict married women face between their family and their career. The hours worked by married women are more likely to be part-time than the hours worked by married men.[15] Part-time work may allow women to choose jobs that are closer to home or that coincide with their children's school hours. As long as there is a premium associated with full-time work, women who choose to work part time to balance family and work responsibilities are willing to accept lower wages in exchange for flexible or shorter work hours. These reasons may partially explain the higher gender wage gap among married women and married men.

As noted earlier, one advantage of the SLID data set is the information on actual work experience as measured by the full-year, full-time equivalent (FYFTE) variable. At low levels of work experience, the gender pay gap is small: women with 0-2 years of work experience earn 96% of the average male hourly wage rate with a similar level of work experience (Table 6). But,

[15] About 15.4% of hours worked by married women are part-time compared to 2.1% of hours worked by married men.

interestingly, the gender pay gap gets larger as the number of FYFTE work experience gets larger. This mirrors the findings of Finnie and Wannell (1999). Using a sample of recent post secondary graduates from the National Graduates Survey, they find that the gender pay gap is relatively small two years after graduation (93%) but widens 2-5 years after graduation (84%).[16]

The fact that the gender wage gap increases as FYFTE increases may be attributable to several factors. First, women are more likely to span their work experience over a longer period of time than men – women with 10-19 years of FYFTE work experience are, on average, 4 years older that men with similar levels of FYFTE experience. Second, the longer the actual work experience, the greater the possibility that women had frequent interruptions, long withdrawals from the labour force and shorter job tenure – factors that influence wages and may increase the gender wage gap. Finally, part of the difference may also be due to the fact that workers with high levels of FYFTE work experience are generally older, which, for reasons mentioned above, leads to higher wage gaps.

The gender pay gap differs among education levels (Table 5). Compared to the entire population, the gender pay gap is lowest among university graduates - women earn roughly 85% of the average hourly wage rate of university educated men. This is not surprising since men and women in this population have similar endowments of wage-determining skills and similar levels of commitment to the labour market. However, this is a partial explanation since the gender wage gap is 81% among persons with a university degree higher than a bachelors.[17]

The type of tasks performed and the work responsibilities of male and female workers may also influence the gender pay gap (Table 4). As noted earlier, men are more likely to hold supervisory positions and among supervisors, male supervisors are more likely to have the added responsibilities of influencing pay/promotion and of deciding work for others. This may partially explain why male supervisors enjoy a higher hourly wage rate than female supervisors.

The gender wage gap is smaller among unionized workers than non-unionized workers: unionized (non-unionized) women workers earn 87% (77%) of the average unionized (non-unionized) male worker (Table 7).[18] It is a well documented fact that unions tend to compress the wage structure by reducing wage differentials among workers with different characteristics and by standardizing the wages of similar workers across establishments in the same industries or occupations (Meng, 1990). Unions typically increase the wages of those at the lower end of the pay scale proportionately more than those at the upper end (Gunderson and Riddell, 1993).

The gender pay gap does not decline as job tenure in the *current* job increases (Table 7). That is, the ratio is not higher for high levels of accumulated experience at the current job. While the

---

[16] Using data from the National Graduate Survey, Finnie and Wannell (1999) find that for 1990 graduates, the gender wage gap is 93% in 1992 and 84% in 1995. They conclude that "these findings have interesting implications for the longer term earnings profiles of graduates as they suggest that longer run (permanent) reductions in the earnings gap amongst cohorts of graduates might not be nearly as great as immediate post-graduation record suggest."

[17] This may be attributable to the concentration of women in degree programs in lower paying fields.

[18] A unionized worker refers to workers covered by a collective bargaining agreement or a union member.

wages of both men and women increase with tenure, the gender wage gap may not necessarily decrease with tenure. The impact of job tenure may be confounding the influence of other important variables such as industry, occupation, age or labour market experience.

Women who work part-time earn 92% of the average male part-time hourly wage rate (Table 7). But the aggregated gender pay gap hides interesting heterogeneity among part-time workers. Examining the gender distributions in part-time work hours by industry and occupation reveals that for men, part-time work hours are concentrated in the low-wage consumer services industry (36%) and in service occupations (24%). For women, part-time work hours are concentrated in the consumer services industry (33%), low-wage clerical occupations (27%) and in the relatively high-wage natural or social science occupations (29%). This finding casts doubt on such explanations of the small overall gender pay gap among part-time workers as owing mainly to the fact that these workers possess little skills and are clustered in low-wage industries and occupations. Rather, the relatively small part-time gender wage gap may be partially due to the relatively high earnings of a subset of part-time female workers.

B. Gender earnings gap: Annual Earnings

In 1997, the average full-year, full-time female worker earned $31,506 per year while the average FYFT male worker received $46,108. In other words, the average women worker earned about 68% of the average male annual earnings (Table 6). As pointed out before, gender pay gap analyses based on annual earnings measures suffer from serious data problems associated with assumptions on the number of work hours per week.

Despite the problems of using annual earnings, all previous relationships between the gender wage gap and selected measures are maintained for the gender earnings gap. Namely, the gender earnings gap is smaller among younger, better-educated, single never married, unionized workers, public sector workers and workers with low levels of FYFTE work experience.

VII. The Determinants of Wages By Sex

There is no 'universally accepted' set of conditioning variables that should be included in a wage equation. Most economists control for productivity-related factors, such as education and work experience, when assessing the gender earnings differentials. Education is considered a productivity enhancing investment designed to improve earnings. Job tenure with present employer is considered a measure of job-specific training — employers investing in their employees are likely to pay a higher wage than the market wage in order to reduce turnover.

Some economists argue that control variables such as occupation and industry should be included. Yet these control variables may themselves be the result of discrimination and may lead to an 'over-justification' of pay differentials (Wannell, 1989). In other words, the overcrowding of females into relatively low-wage occupations does explain part of the earnings gap.

Unlike other studies, our models are fully-interacted with gender.[19] Our analysis follows that of other studies and begins with a 'standard' wage equation that includes traditional human capital variables such FYFTE work experience, education level and major field of study, job tenure, marital status and age of youngest family member. In a second specification, controls for part-time status, union status, region, geographical size, and firm size are added. Work responsibilities are included in specification 3. In specification 4, we estimate a model that includes controls for occupation and industry.[20] The results may be summarized as follows.

First, in all specifications, the differential intercept term for women is significantly less than that of men. In other words, there exist large, significant differences in the earnings of men and women that are unrelated to the choice of explanatory variables in this study.

Second, *the relationship between the various independent variables and wages are consistent across gender.* Results not shown here indicate that the wages of men and women increase monotonically with FYFTE work experience, education level[21] and job tenure. Wage levels are also higher in unionized jobs, in large (500+) firms, among full-time workers and in jobs with greater responsibilities.

Third, after controlling for a variety of productivity-related characteristics, the returns to each additional year of FYFTE work experience is similar for men and women. That is, for each additional year of FYFTE work experience, the hourly wage rates of men (women) increase about 0.7% (0.8%).[22]

There also appears to be a significant gender difference in the returns to work responsibilities after controlling for a number of other factors. Male (female) workers who influence budget and staffing decisions earn about 5% - 8% (8% - 11%) more than those who do not participate in the

---

[19] In most studies of the gender earnings differential, wage equations for men and women are run separately. In this study, a fully interacted regression equation is run. That is, we run one equation with a complete set of female interaction terms. This method has two main advantages over running two separate equations. First, the individual regressions for men and women can be easily deduced from the single equation (Appendix 1). Second, we can use the single regression to test a variety of hypotheses. For instance, we can test whether the female differential intercept / slope is statistically significant – this pinpoints the source(s) of the difference. The t test can tell us, for example, if the returns to a university education is the same for men and women but we can also use the F test to determine if the female returns to the set of education variables is significant.

[20] A variety of hypotheses on the female differential intercept and slope coefficients were tested. In Specifications 1 to 3, the female returns on all sets of coefficients differed significantly (at the 5% level) from the returns of men. In Specification 4, the female returns to FYFTE experience, union status, tenure and job duties were not statistically different (at the 5% level) from those of men. The model was re-estimated omitting those female differential terms.

[21] The only exception is in Specification 4 where male high school graduates earn slightly more than males who have some post secondary education.

[22] A simple t test on the female differential FYFTE experience coefficient shows that, for at least 3 out of 4 specifications, the female return for each additional year of FYFTE work experience is significantly (at the 5% level) higher than for men but there appears to be no empirical difference. When controls for industry and occupation are added (Specification 4), there is no significant difference in the returns men and women receive for each additional year of FYFTE experience.

decision making.[23] As well, male (female) supervisors that influence the pay and promotion of their staff or decide work for others earn 6% - 9% (5% - 6%) more than comparable workers not in supervisory positions and earn 3% more than supervisors that do not perform these tasks.[24] Male and female supervisors that perform both duties earn 11%-13% more than comparable workers not in supervisory positions and earn roughly 8% more than supervisors that do not perform these tasks.

Fourth, the returns women receive to education level, major field of study, tenure, marital status, age of youngest family member, part-time status, union status, firm size, industry and occupation differ significantly from those of men. Appendix 2 Table 1 summarizes which characteristics yield significantly different returns between men and women. The positive interactions show the attributes for which women are compensated relatively better than men while the negative interactions illustrate the characteristics that women are rewarded relatively less than men. On the one hand, female returns are significantly higher than those for men at each level of present employer tenure, for part-time status, in small firms, and in Toronto or Vancouver. An examination of differences in the returns to each major field of study shows that women receive significantly higher returns to college level health science and technology; and to university studies in educational, recreational services, humanities and related fields, and social science field. On the other hand, married women and women with less than a high school education fare relatively worse than similar men.

VIII. Accounting for the gender wage gap

Although men and women differ in ways that may affect their productivity, it does not necessarily mean that these differences 'explain' the gender pay gap. The pay gap can only be explained if the differences in the factors in question are themselves important determinants of the pay men and women receive. The wage gap between men and women may be the result of either differences in their productivity-related characteristics (Section V) or differences in the compensations they receive for the same productivity-related characteristics (Section VII). The unadjusted gender gaps discussed in Section VI do not control for differences in the composition of the male and female workforce and in their wage-determining characteristics. In this section, multivariate analysis techniques are employed to control for the effect of several factors simultaneously.

The dependent variable is the natural logarithm of hourly wage rates. Each coefficient is the percentage change in hourly wage rates associated with a one-unit change in the explanatory variable. Table 8 presents the decomposition of the mean hourly wage differential into an 'explained' portion and an 'unexplained' portion for several different specifications. Table 9

[23] The t test on the budget and staffing decision variable in both Specifications 3 and 4, shows that there is a significant difference in the returns of men and women at the 5% level of significance.

[24] In Specifications 3 and 4 that incorporate work responsibilities a joint test of significance was conducted on the set of differential slope coefficients for women related to work responsibilities. In Specification 3, the F test concluded that the female returns to work responsibilities differed significantly from those of men at the 5% level. However, in Specification 4, the F test concluded that the female returns to work responsibilities were not significantly different from those of men.

shows the fraction of the gender wage gap attributable to various factors. The technical details of the decomposition method employed in this study are outlined in Appendix 1 while Appendix 2 Table 1 presents the results of various hypothesis tests.

Each subsequent specification includes additional variables in an attempt to explain the gender wage gap. Several interesting findings are highlighted.

First, after *accounting for differences in a variety of observable characteristics, women's average hourly wage rate is about 84% - 89% of the men's average (Table 8, Column 4).* Some researchers argue that occupational segregation is a mechanism whereby wage discrimination may occur and that the inclusion of industry and occupation variables may *underestimate* the degree of wage discrimination. Table 8 shows that the adjusted wage differential is 89.4% when controls for occupation and industry are included (Specification 4) compared to 86.9% when these controls are omitted (Specification 3).

Second, *despite the long list of productivity related factors, roughly one half to three-quarters of the gender wage gap cannot be explained* (Table 9). This finding mirrors the results of other Canadian studies namely, Baker et al. (1995), Gunderson (1998), Christofides and Swidinsky (1994) and Coish and Hale (1995).[25] This is an interesting finding given that in previous sections it is documented that men and women receive similar returns for a wide range of characteristics. The fact that there are large, unexplained wage differences may be related to the fact that there are large differences in productivity-related factors or skill measures that are not captured by our data set.

Third, *differences in the work experience between men and women account for a considerable portion of the wage gap.* Gender differences in FYFTE work experience account for, at most, 12% of the wage gap. Differences in job tenure explain 3%-5% of the gender wage gap and differences in part-time status justify 4%-9% of the gender wage gap (Table 9).

Fourth, *gender differences in major field of study account for at most, 6% of the gender wage gap but there is considerable variation in the contribution of each major field of study to the gender wage gap (Table 9).* About 17%[26] of the wage gap can be explained by the fact that men are more likely to graduate from engineering and applied sciences programs and that these degree programs yield high returns. However, the prevalence of women graduating from health science programs and education related fields and the relative high earnings associated with these programs reduces the explained component by 8%.

---

[25] Coish and Hale (1995) use SLID data to examine the gender wage gap, but the population and method selected differs from the current study. First, they select paid workers in January 1993. Second, they include mother tongue, visible minority status, years of schooling and mother's and father's education but omit union status, job tenure and part-time or full-time status. Third, they use the beta coefficients from a pooled regression model of men and women. The current study presumes that the male pay structure would remain intact and compares the wage of comparable men and women.

[26] Using controls for FYFTE work experience, major field of study, job tenure, marital status, age of youngest family member, union, part-time, region, CMA / urban size firm size and job duties (Specification 3), the contribution of each major field of study to the gender wage gap is calculated.

Fifth, *gender differences in the opportunity for obtaining supervisory positions and in the performance of certain tasks justifies part of the gender wage gap.* Gender differences in supervisory responsibilities and performing related job duties such as deciding work for others and influencing pay and promotion explains, at most, 5% of the gender wage gap. Work responsibilities such as influencing budget and staffing explains almost 2% of the gender wage gap (Table 9).

Finally, *other wage determining factors have a role in explaining the gender wage gap.* The fact that women are clustered into low-wage occupations and industries explains part of the gender wage gap. Differences in occupation and industry explain 9% and 11% of the wage gap between men and women (Table 9, Specification 4). Gender differences in union density account for just 0.8% of the gap. Firm size has a negligible impact on the gender wage gap: roughly 1% of the gap can be explained by gender differences in firm size.

IX. The impact of using proxies for experience

Many studies rely on measures such as age or potential experience (= age minus number of years of schooling minus six) as a proxy for actual labour market experience. Baker et al. (1995) note that 'one of the effects of using this proxy is that our analysis will likely attribute to much of the differential between male and female earnings to differences in the return to experience.'

This section attempts to quantify the impact of using proxies for labour market experience on the gender wage gap versus the use of actual labour market experience as measured by the FYFTE work experience variable. The sample used in this section is restricted to paid workers, aged 18 - 64, not enrolled in school full-time, and with known wages, FYFTE experience and number of years of schooling. The resulting sample is 28,303 observations.

Table 3 confirms that these measures tend to overstate the actual labour market experience of women. For instance, the average age of working men and women in 1997 is 39.2 and 39.0 years respectively while the average potential work experience of men and women is 19.5 and 19.1 years. Neither of these measures account for complete withdrawals from the labour market nor for restrictions on the number of hours worked per week or on the number of weeks worked per year due to family-related responsibilities. When an attempt to account for these differences in work history is undertaken, the average number of years of FYFTE work experience is 18.3 years for men and 14.4 years for women.

Separate decomposition models are estimated using the three measures for experience — age, potential work experience and FYFTE work experience. Appendix 3 Table 1 presents a decomposition of the mean differential for each measure while Appendix 3 Table 2 shows the proportion of the gap explained by the variety of experience measures. Two main findings emerge.

First, proxies for experience yield larger adjusted gender wage gaps than when actual experience is used. Appendix 3 Table 1 (Panel 1 and 2) shows that after accounting for differences in the observable characteristics and using age or potential experience as a proxy for work experience, women's hourly wage rate is about 81.9% to 86.9% of the men's average.

Using actual labour market experience, women's average hourly wage rate is 83.5% to 88.7% of the men's average (Panel 3).[27]

Second, the table indicates that despite the measure of labour market experience used, a significant portion of the differential is due to differences in the returns to the various characteristics. Using *age* (Appendix 3, Table 3, Panel 1) and *potential experience* (Panel 2) as a proxy for experience indicates that the unexplained component is 63%-91%. When FYFTE is applied, roughly 43%-80% of the gap is unexplained.

Third, *the explained portion of the gender wage gap attributable to gender differences in work experience is severely underestimated when proxy measures of experience are used instead of actual labour market experience.* Appendix 3 Table 2 shows that at most, 0.6% of the difference in the hourly wage rates of men and women is attributable to experience when age or potential experience is used as a proxy for experience. Whereas at most 12% of the gender wage gap is attributable to experience when actual labour market experience is used.

This may be explained as follows. It was noted earlier that there is little gender difference in the mean characteristics of age or of potential experience (Table 3) but there is a significant difference in FYFTE work experience.[28] Although age and actual work experience are highly correlated, the returns to an additional year of FYFTE experience are greater than the returns to being another year older.[29] So, when FYFTE experience is used both the difference in means $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$ and the difference in returns (β_m) produce a greater explained component than when age or potential experience is used.

X. Discussion

This paper has attempted to shed new light on an old issue — that of gender wage differentials. One explanation of these wage gaps stresses the difference in wage-determining characteristics. However, attempts to account for the wage differences with productivity-related factors still leave men at a considerable wage advantage. Yet it should be noted that some of the differences in productivity-related factors themselves may reflect discrimination or inequality of opportunity.

Many economists have questioned whether the measures traditionally used in the study of gender wage differentials capture all the productivity-related factors that influence earnings. The fact that men have a wage advantage still leaves many questions unanswered. Namely, are there influences outside the labour market that affect the acquisition of skills? Do we have appropriate data, that is, are we doing a good job at measuring wage-determining skills? Like many other data sets, SLID does not contain information on self-imposed restrictions on work hours or locations. As well, information on the duration of labour force withdrawals, on the frequency of

---

[27] These results are slightly different than the results presented in Table 8 due to differences in sample selection. In the current sample, respondents for whom number of years of schooling was missing were deleted.

[28] Recall that working men are 0.2 years older than working women and that working men have 0.4 more years of potential work experience. The difference is FYFTE work experience is 3.9 years.

[29] Men earn about 0.5% (0.6%-0.7%) more per year when age (actual labour market experience) is used.

withdrawals, or on the timing of labour force withdrawals would be a welcome addition to the study of gender wage differentials.

XI. Conclusions

This article uses data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) to investigate the extent to which factors not previously explored in the Canadian context account for wage differences between men and women. Like other studies using standard decomposition techniques, we find that men still enjoy a wage advantage over women: women's average hourly wage rate is about 84%-89% of the men's average. Unlike other studies, controls for work history and job-related responsibilities are used. Gender differences in full-year, full-time work experience explain a substantial proportion of the gender wage gap — roughly 12%. Gender differences in the opportunity to supervise and to perform certain tasks account for about 5% of the gender wage gap. Yet despite the long list of productivity related factors, roughly one half to three-quarters of the gender wage gap cannot be explained.

Many studies rely on measures such as age or potential experience (= age minus number of years of schooling minus six) as a proxy for actual labour market. Neither of these measures account for complete withdrawals from the labour market nor for restrictions on the number of hours worked per week or on the number of weeks worked per year due to family-related responsibilities. The results show that proxies for experience yield larger adjusted gender wage gaps than when actual experience is used.

Appendix 1: Notes on econometrics techniques

This paper uses slightly different econometric techniques than other studies on gender wage gaps. Both female and male observations are used to estimate the following regression:

$$\ln w_i = \alpha_m + \alpha_f \, female + \beta_m X_i + \beta_f X_i \, female + u_i \quad (1)$$

where w is the hourly wage for individual i; α is the intercept term; X is a vector of human capital and other wage-determining characteristics; β are a vector of estimated regression coefficients showing the return of each characteristic; m denotes males and f denotes females; female = 1 if individual is a female and 0 otherwise.

The coefficient α_f attached to the dummy variable female is the *differential intercept coefficient* - it indicates by how much the value of the intercept term for women differs from the intercept term for men.

The coefficient β_f is the *differential slope coefficient* – it indicates by how much the slope coefficient of men's wage equation differs from the slope coefficient of women's wage equation.

Assuming that $E(u_i) = 0$, from equation (1) individual regressions for men and women may be derived:

(2)
Men

$$E(Y_i \mid female = 0, X_m) = \alpha_m + \beta_m X_m$$

(3)
Women

$$E(Y_i \mid female = 1, X_f) = \alpha_m + \alpha_f + (\beta_m + \beta_f) X_f$$

Simple t tests can be used to test a hypothesis on an *individual* coefficient. For instance, a t test can be used to test the hypothesis whether the differential intercept term is significantly different from the male intercept term. For differential slope coefficients, the t test can tell us whether the female returns to a characteristic is significantly different from the male returns.

The advantage of this approach is that it allows us to pinpoint the source(s) of the difference in male and female wage equations – for instance, differences due to intercept only (parallel regressions), slope (concurrent regressions) or both slope and intercept (dissimilar regressions).

An F test is used to test a hypothesis on a *set* of coefficients. That is, the F test is used to test whether a set of slope coefficients are zero simultaneously. For instance, suppose we want to test whether all the female differential slope coefficients are equal to zero simultaneously. The t test may tell us that an individual coefficient is not significantly different from zero but it does not mean that ALL slope coefficients are not significantly different from zero. Oftentimes it is

tempting to throw into the model a number of variables that may have some explanatory power. The F test is also useful to test whether or not to include a variable in the regression model.

Technical Notes on Decomposition

Multivariate techniques allow the effects of a number of variables to be analyzed simultaneously. This section describes a how multivariate technique known as decomposition is used to analyze wage differentials between men and women. The dependent variable is the log of hourly wage rates. Each coefficient is the percentage change in hourly wage rates associated with a one-unit change in each explanatory variable.

We use the Oaxaca (1973) method of decomposition. Using equations 2 and 3, it can be shown that the average wage differential between men and women can be decomposed into two components:

$$\overline{W}_m - \overline{W}_f = (\overline{X}_m - \overline{X}_f)\hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$$

where $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)\hat{\beta}_m$ is the difference in the wage-determining characteristics evaluated at the male pay structure (explained component) and $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$ is the difference in the returns to these characteristics as well as to differences in the constant term (unexplained component).

Table 1: Canadian evidence on the gender earnings differential: Results

Author / Publication date	Data	Year	Measure of Earnings	Female:Male Earnings Ratio			Results (logs)*		
				Overall	after controlling for differences in characteristics only	returns only	Raw log Gender Gap	Explained	Unexplained
				=exp(-(A+B)	=exp(-B)	=exp(-A)	A+B	A (Xm-Xf)*Bm	B (Bm-Bf)*Xf
Gunderson (1998)	Census	1970	annual	0.626	0.739	0.846	0.469	0.166	0.302
							100%	35.4%	64.4%
		1980	annual	0.668	0.765	0.874	0.403	0.135	0.268
							100%	33.5%	66.5%
		1990	annual	0.721	0.795	0.908	0.326	0.096	0.23
							100%	29.4%	70.6%
		1990	weekly	0.616	0.773	0.796	0.485	0.228	0.257
							100%	47.0%	53.0%
Baker et al. (1995)	Census	1970	annual	0.602	0.688	0.875	0.508	0.134	0.375
							100%	26.4%	73.8%
		1980	annual	0.644	0.725	0.889	0.439	0.118	0.321
							100%	26.9%	73.1%
		1985	annual	0.656	0.727	0.900	0.422	0.103	0.317
							100%	24.4%	75.1%
	SCF	1986	annual	0.643	0.705	0.912	0.441	0.092	0.349
							100%	20.9%	79.1%
		1990	annual	0.669	0.715	0.938	0.402	0.066	0.338
							100%	16.4%	84.1%
	Census	70/80		refer to text for calculation of of change in the earnings gap between two periods			-0.07	0.01	-0.08
							100.0%	-14.3%	114.3%
	Census	80/85					-0.017	-0.011	-0.006
							100.0%	64.7%	35.3%
	SCF	85/90					-0.039	-0.003	-0.033
									84.6%
Coish & Hale (95)	SLID	1993	hourly	0.779	0.803	0.97	0.25	0.03	0.220
							100%	12.0%	88.0%
Christofides & Swidinsky (94)	LMAS	1989	hourly	0.762	0.82	0.931	0.271	0.072	0.199
							(100%)	26.6%	73.4%

Note: * To convert the reported differences in mean log earnings to ratios of female to male earnings, calculate ratio = exp (- difference). For instance, in the Baker et al. paper, the ratio of female to male earnings increases from 0.60 to 0.66 between 1970 - 1985.

LMAS: Labour Market Activity Survey; SLID: Survey of Labour and Income Dynamics; SCF: Survey of Consumer Finances; NGS: National Graduate Surve

These studies decompose the average wage differential between females and males into two components: differences in the average wage-determining characteristics (Xm-Xf) evaluated according to the male returns Bm (Explained) and differences in the pay men and women receive (Bm-Bf) evaluated at the female endowments X

Table 2: Earnings ratios based on data from the Survey of Consumer Finances, 1997

Characteristics	FYFT workers			Other workers			All earners		
	Men	Women	Earnings ratio	Men	Women	Earnings Ratios	Men	Women	Earnings Ratio
Overall	$ 42,626	$ 30,915	72.5%	$ 13,821	$ 10,870	78.6%	$ 33,185	$ 21,167	63.8%
Age									
15-24	na	na	80.8	na	na	na	na	na	na
25-34	37,810	28,833	76.3	16,368	12,139	74.2	31,701	21,786	68.7
35-44	44,819	32,916	73.4	19,321	13,436	69.5	39,828	25,262	63.4
44-54	47,957	33,452	69.8	20,917	13,688	65.4	43,228	26,385	61.0
55-64	45,578	29,017	63.7	18,953	12,873	67.9	37,566	20,540	54.7
Education									
Less than high school	30,731	21,403	69.6	12,641	8,476	67.1	23,109	14,107	61.0
Some high school	35,367	22,846	64.6	10,251	6,638	64.8	23,096	12,292	53.2
High school graduate	37,705	27,525	73.0	14,179	10,570	74.5	30,796	19,551	63.5
Some post secondary	37,812	28,360	75.0	10,052	8,263	82.2	24,298	16,405	67.5
Completed post secondary	41,868	29,539	70.6	16,465	12,710	77.2	35,197	21,990	62.5
University	57,930	42,661	73.6	20,821	16,689	80.2	50,099	33,344	66.6
Marital status									
Single	33,451	30,720	91.8	8,927	7,842	0.9	19,591	16,208	82.7
Married	45,102	30,424	67.5	19,407	12,263	0.6	39,494	22,383	56.7
Other	42,300	33,950	80.3	17,699	13,792	0.8	35,334	26,367	74.6
Region									
Atlantic provinces	36,549	25,928	70.9	11,735	7,838	66.8	25,215	15,797	62.6
Quebec	39,100	29,209	74.7	14,521	10,927	75.2	31,018	20,401	65.8
Ontario	45,841	33,494	73.1	13,105	10,833	82.7	36,101	23,274	64.5
Prairie provinces	40,534	27,415	67.6	13,170	10,830	82.2	31,953	18,908	59.2
British Columbia	45,050	32,849	72.9	16,720	12,791	76.5	34,876	22,417	64.3
Job Tenure									
Less than 1 year	36,231	26,715	73.7	12,410	8,975	72.3	22,175	14,064	63.4
1-5 years	37,543	27,443	73.1	15,670	12,202	77.9	32,505	21,088	64.9
6-10 years	43,480	31,641	72.8	19,380	16,318	84.2	40,886	27,462	67.2
11 - 20 years	47,190	34,230	72.5	31,147	18,734	60.1	46,039	30,269	65.7
20+ years	48,720	36,414	74.7	26,573	18,639	70.1	47,225	33,035	70.0

Source: Survey of Consumer Finances, 1997, Statistics Canada, Catalogue 13-217-XPB, Text Table 1, Tables 2, 4, 6, 7, 9
Note: na not available

Table 3: Gender differences in work history, 1997

	Men	Women
Average age	39.2	39.0
Average number of years of schooling	13.6	13.8
Average number of potential years of work experience (= age - years of schooling - 6)	19.5	19.1
Average number of years of full-year, full-time work experience (FYFTE)	18.3	14.4
Proportion of potential years of work experience spent working FYFTE	93.8%	75.4%
Female:male ratio in FYFTE work experience (average FYFTE women / average FYFTE men)	78.7%	
Average job tenure with present employer (in years)	9.7	8.4
Proportion of hours worked part-time	2.7%	13.8%
Among hours worked part-time, percent citing		
... reason for part-time work is family-related responsibilities	..	17.5%
... voluntarily employed part-time	61.9%	62.3%
Number of observations	14,604	13,699

Source: Survey of Labour and Income Dynamics, 1997

Note: The sample used in this table is restricted to paid workers, aged 18-64, not enrolled in school full-time, and with known hourly wage rates, FYFT experience and number of years of schooling. The number of observations are 28,303.

.. Number too small to report.

Table 4: Gender differences in work reponsibilities, 1997

	Proportion of work hours		Hourly wage rate		
	Men	Women	Men	Women	Ratio
Responsible for budget or staffing	21.7	15.7	$ 23.21	$ 18.76	80.8%
Not a supervisor	64.3	74.9	17.29	14.30	82.7%
Supervisor and	35.2	24.8	21.62	17.58	81.3%
... influence pay / promotion OR decide work for others	14.1	11.6	20.48	16.84	82.2%
... influence pay / promotion AND decide work for others	16.1	9.2	23.41	19.32	82.5%
... NEITHER influence pay / promotion NOR decide work for others	5.0	4.0	19.18	15.84	82.6%

Source: Survey of Labour and Income Dynamics, 1997

Table 5: Gender differentials in education level and major field of study, 1997

	All workers: Hourly wage rates			Percentage distribution		Gender Composition	
	Men	Women	Ratio	Men	Women	Men	Women
Overall	$ 18.84	$ 15.12	80.3%	100.0	100.0	57.0	43.0
Education and major field of study							
Less than high school	15.49	10.71	69.1	17.2	11.7	66.1	33.9
High School	16.64	13.04	78.4	17.9	19.7	54.6	45.4
Incomplete post secondary	17.20	13.85	80.5	13.4	11.8	60.0	40.0
Post secondary diploma or certificate	***19.13***	***15.19***	***79.4***	***33.9***	***38.1***	***54.1***	***45.9***
Education, recreational counselling	17.08	14.65	85.8	0.6	3.2	21.1	78.9
Fine and applied arts	16.43	12.61	76.7	1.0	2.7	35.9	64.1
Humanities and related fields	17.41	14.95	85.9	1.0	1.8	45.7	54.3
Social science and related fields	17.89	14.45	80.8	1.4	2.0	49.1	50.9
Commerce management and bus. admin.	19.56	14.80	75.7	5.1	13.8	31.3	68.7
Agricultural, biological science	14.44	12.97	89.8	1.4	1.3	61.4	38.6
Engineering and applied science trades	19.75	15.65	79.2	19.8	2.5	91.3	8.7
Health professions, science and technology	18.05	17.67	97.9	0.9	8.0	13.7	86.3
Mathematics	21.97	16.28	74.1	1.0	1.0	53.4	46.6
No specialization	17.41	13.80	79.3	1.2	1.9	45.9	54.1
University - bachelor degree	***24.34***	***20.57***	***84.5***	***13.0***	***15.4***	***52.8***	***47.2***
Education, recreational counselling	22.36	19.98	89.4	1.4	3.6	33.5	66.5
Fine and applied arts	..	19.11	na	..	0.4	33.6	66.4
Humanities and related fields	23.19	20.01	86.3	1.3	2.3	42.2	57.8
Social science and related fields	22.66	20.31	89.6	2.2	2.8	50.0	50.0
Commerce management and bus. admin.	24.91	21.29	85.5	2.9	2.1	60.4	39.6
Agricultural, biological science	22.68	18.08	79.7	0.5	0.7	45.5	54.5
Engineering and applied science trades	26.84	..	na	2.4	..	92.7	7.3
Health professions, science and technology	na	24.05	na	..	1.3	21.8	78.2
Mathematics	24.80	22.23	89.6	1.7	0.8	69.3	30.7
No specialization	..	..	na	..	..	..	..
Greater than university bachelor degree	***27.77***	***22.55***	***81.2***	***4.1***	***2.9***	***54.5***	***45.5***
Education, recreational counselling	27.37	23.35	85.3	0.5	0.5	40.6	59.4
Fine and applied arts	..	..	na	..	..	..	..
Humanities and related fields	21.27	18.32	86.1	..	0.6	..	..
Social science and related fields	26.81	26.69	99.6	0.8	0.5	69.1	30.9
Commerce management and bus. admin.	29.06	..	na	0.9	..	...	..
Agricultural, biological science	31.27	..	na	..	..	...	..
Engineering and applied science trades	25.66	..	na	0.5	..	...	..
Health professions, science and technology	33.38	23.84	71.4	..	..	...	..
Mathematics	32.21	..	na	0.5	..	...	..

Source: Survey of Labour and Income Dynamics, 1997

Note: .. Number too small to report

... number suppressed for confidentiality reasons

Table 6: Gender differentials in raw average compensation by demographic characteristics, 1997

Characteristic	All workers: Hourly wage rates			FYFT workers: Annual Earnings		
	Men	Women	Ratio*	Men	Women	Ratio
Overall	$ 18.83	$ 15.12	80.3%	$ 46,108	$ 31,506	68.3%
Age group						
18-24	11.00	9.36	85.1	22,749	17,178	75.5
25-34	16.71	14.39	86.1	40,527	28,617	70.6
35-44	20.25	16.38	80.9	47,730	34,414	72.1
45-54	21.68	16.34	75.4	54,449	34,566	63.5
55-64	19.66	14.22	72.3	49,232	28,988	58.9
Marital status						
Married or common-law	20.09	15.45	76.9	49,629	31,736	63.9
Single, never married	14.53	14.00	96.4	32,986	30,432	92.3
Other	18.67	15.14	81.1	42,499	31,959	75.2
Age of youngest family member						
No children / or children 19+	17.83	15.16	85.0	43,259	32,161	74.3
0-4 years	19.49	15.55	79.8	47,052	29,382	62.4
5-9 years	19.97	15.38	77.0	50,206	32,799	65.3
10-14 years	20.21	15.04	74.4	50,477	31,654	62.7
15-19 years	19.28	14.22	73.8	46,596	30,048	64.5
FYFT work experience						
0-2 years	11.28	10.77	95.5	21,892	20,504	93.7
3-5 years	14.33	12.47	87.0	32,234	24,967	77.5
6-9 years	16.38	13.96	85.2	37,280	27,551	73.9
10-19 years	19.32	15.87	82.1	46,749	32,492	69.5
20-29 years	21.19	17.36	81.9	52,604	36,116	68.7
30-39 years	21.30	16.67	78.3	53,098	35,191	66.3
40+ years	17.92	15.39	85.9	41,248	31,935	77.4
Region						
Atlantic	15.51	12.58	81.1	37,422	26,855	71.8
Quebec	18.07	14.53	80.4	41,887	28,414	67.8
Ontario	20.00	16.23	81.2	50,808	35,076	69.0
Prairies	16.66	13.24	79.5	40,857	27,037	66.2
Alberta	18.77	14.33	76.3	47,375	30,727	64.9
British Columbia	19.92	16.00	80.3	46,077	31,884	69.2
CMA and urban size class						
Rural	17.62	14.09	80.0	41,577	29,886	71.9
Less than 25,000	18.00	14.04	78.0	44,364	28,764	64.8
25,000 – 99,999	18.79	14.50	77.2	44,280	29,188	65.9
100,000 - 249,999	19.58	15.05	76.9	47,066	31,791	67.5
250,000 - 999,999	19.20	15.36	80.0	46,528	32,047	68.9
Montreal	19.14	14.79	77.3	44,788	29,212	65.2
Toronto	20.31	17.21	84.7	56,595	37,652	66.5
Vancouver	19.59	16.90	86.3	45,483	34,106	75.0
Number of observations	14,839	13,902	28,741	9,020	6,667	15,687

Source: Survey of Labour and Income Dynamics, 1997

* A regression of log hourly wages on a constant and a dummy variable for men indicate that the ratios reported are statistically significant at the 5% level.

Table 7: Gender pay differentials by various work-related characteristics, 1997

Characteristic	All workers: Hourly wage rates			FYFT workers: Annual Earnings		
	Men	Women	Ratio*	Men	Women	Ratio
Overall	$ 18.84	$ 15.12	80.3%	$ 46,108	$ 31,506	68.3%
Industry						
Agriculture/Fishing	12.44	9.65	77.6	28,687	19,217	67.0
Forestry/mining	21.31	20.00	93.9	56,420	47,556	84.3
Construction	18.38	13.45	73.2	40,686	28,310	69.6
Manufacturing	19.13	13.92	72.8	47,290	30,124	63.7
Business services	18.70	17.24	92.2	46,555	35,559	76.4
Distributive services	21.92	15.62	71.3	62,098	32,626	52.5
Consumer services	13.81	10.27	74.4	33,449	21,699	64.9
Public services	21.64	17.97	83.0	46,825	35,398	75.6
Status						
Full-time	18.94	15.32	80.9	-	-	-
Part-time	15.02	13.87	92.3	-	-	-
Union						
Covered by CBA / union member	20.63	17.86	86.6	46,276	35,229	76.1
Not unionized	17.80	13.61	76.5	46,036	29,217	63.5
Job tenure						
Less than 1 year	14.17	11.22	79.2	33,824	24,438	72.3
1 - 5 years	16.37	13.16	80.4	39,395	26,733	67.9
6-10 years	19.00	15.71	82.7	43,793	31,303	71.5
11-19 years	21.54	17.49	81.2	50,211	35,343	70.4
20+ years	22.92	18.99	82.9	56,984	38,574	67.7
Occupation						
Professional / managers	23.94	18.89	78.9	65,088	39,404	60.5
Natural or social science	23.72	19.70	83.1	52,041	39,727	76.3
Clerical	15.41	13.36	86.7	33,884	26,680	78.7
Sales	17.85	11.86	66.4	48,581	25,909	53.3
Services	14.74	10.03	68.0	34,279	20,419	59.6
Primary, processing, machinery	17.34	11.43	65.9	41,967	24,812	59.1
Construction	18.43	12.82	69.6	40,296	29,608	73.5
Other	16.84	14.60	86.7	39,572	30,168	76.2
Firm size						
Less than 20 employees	14.46	11.99	82.9	32,261	24,723	76.6
20 - 99 employees	17.11	13.97	81.6	41,623	28,674	68.9
100-499 employees	19.55	15.77	80.7	49,273	32,017	65.0
500 + employees	21.55	17.08	79.3	52,164	35,313	67.7
Number of observations	14,839	13,902	28,741	9,020	6,667	15,687

Source: Survey of Labour and Income Dynamics, 1997

* A regression of log hourly wages on a constant and a dummy variable for men indicate that the ratios reported are statistically significant at the 5% level, except for the gap reported in forestry and mining.

Table 8: Decomposition of the gender earnings differential

	Unadjusted Differential (in logs) (1)	Explained (differences due to wage-determining factors) =(Xm-Xf)Bm (2)	Unexplained (differences due to returns to wage-determining factors) =(Bm-Bf)Xf (3)	Adjusted differential =exp(-(Bm-Bf)Xf) (4)
Specification (1)	0.221	0.047	0.173	84.1%
Specification (2)	0.221	0.068	0.153	85.8%
Specification (3)	0.221	0.081	0.140	86.9%
Specification (4)	0.221	0.109	0.112	89.4%

Note: Adjusted differential refers to the female's earnings as a percentage of male earnings after controlling for differences in observable characteristics. To convert our reported differences in mean log earnings to ratios of female to male earnings the following calculation is performed: ratio = exp(-unexplained). For example, female average earnings are about 84.1% of the male ratio after for accounting for differences in FYFTE work experience, major field of study, tenure, marital status and age of youngest family member (Specification 1).

Table 9: Accounting for the gender wage gap, 1997

	Fraction of gender wage gap explained by ...			
	Specification			
Factors explaining the gap	**1**	**2**	**3**	**4**
Education level*major field of study	3.2	4.8	5.8	4.5
FYFTE experience	11.5	11.5	10.4	10.1
Tenure	5.0	3.1	2.9	2.8
Age of youngest family member	0.9	0.7	0.7	0.7
Marital status	1.0	0.7	0.8	0.8
Part-time status		8.5	7.1	3.6
Region		0.0	0.0	0.0
CMA / urban size		-0.3	-0.3	-0.6
Union status		0.6	0.9	0.8
Firm size		1.1	1.1	0.9
Duties			5.3	4.3
Influence budget and staffing decisions			2.1	1.3
Industry				11.2
Occupation				8.6
Total explained	21.6	30.7	36.8	49.0
Total unexplained	78.4	69.3	63.2	51.0
Total	100.0	100	100	100

Appendix 2, Table 1: Regression results: significant female interactions (5% level of significance)
Dependent variable: Log hourly wage rates

	Specification number			
	1	2	3	4
Positive interactions	*job tenure-all*	*job tenure-all*	*job tenure-all*	*job tenure-all*
	Some post secondary	*Some post secondary*	*Some post secondary*	*Some post secondary*
	FYFTE experience	FYFTE experience	FYFTE experience	
	Major field of study			
	C - Education / Recreation	C - Education / Recreation	C - Education / Recreation	
				C - Fine Arts
	C- Social Science	C- Social Science		
	C - Agriculture / Biology	C - Agriculture / Biology	C - Agriculture / Biology	
	C- Health	C- Health	C- Health	C- Health
	U - Education	U - Education	U - Education	
	U- Humanities	U- Humanities	U- Humanities	
	U- Social Science	*U- Social Science*	*U- Social Science*	*U- Social Science*
	U- Commerce	U- Commerce	U- Commerce	
	U - Health			
	GU- Education / Recreation	*GU- Education / Recreation*	*GU- Education / Recreation*	*GU- Education / Recreation*
	GU-Fine Arts			
	GU - Humanities	*GU - Humanities*	*GU - Humanities*	*GU - Humanities*
	GU- Social Science	*GU- Social Science*	*GU- Social Science*	*GU- Social Science*
	GU - Commerce	GU - Commerce	GU - Commerce	
	GU - Engineering		GU - Engineering	
		part-time	*part-time*	*part-time*
		small firms	*small firms*	*small firms*
		Atlantic region	Atlantic region	
		Toronto	*Toronto*	*Toronto*
		Vancouver	*Vancouver*	*Vancouver*
		unionized	unionized	
			Budget / staffing decisions	
				Industry:
				agriculture
				forestry / mining
				manufacturing
				business services
				public services
				distributive services
				Occupation:
				clerical
				natural / social science

Negative interactions	Specification number			
	1	2	3	4
	Intercept	*Intercept*	*Intercept*	*Intercept*
	Less than high school	*Less than high school*	*Less than high school*	*Less than high school*
	Married	*Married*	*Married*	*Married*
	Separated/Divorced/Widow			
		Age of youngest:0-4		Age of youngest:0-4
		Age of youngest:5-9		
	Age of youngest:10-14	*Age of youngest:10-14*	*Age of youngest:10-14*	*Age of youngest:10-14*
	Age of youngest:15-19	*Age of youngest:15-19*	*Age of youngest:15-19*	*Age of youngest:15-19*
	Major field of study			
		C - Mathematics		C - Mathematics
				C-Social science
				GU-Agriculture
				GU - Health
	No specialization	*No specialization*	*No specialization*	*No specialization*
		Prairies	*Prairies*	*Prairies*
		CMA / urban <250,000	CMA / urban <250,000	
				Sales / Services occupations
			Supervisor - 1 duty	

Note: Positive (negative) interactions denote characteristics for which women are paid relatively better (worse) than men.
Characteristics in italics are interactions that are siginificant at the 5% level for all specifications.

Appendix 3, Table 1: Decomposition of the gender wage gap using age, potential experience and actual experience

Panel 1: Using age as a proxy for

	Unadjusted Differential (in logs)	**Explained** (differences due to wage-determining factors) =(Xm-Xf)Bm	**Unexplained** (differences due to returns to wage-determining factors) =(Bm-Bf)Xf	**Adjusted differential** =exp(-(Bm-Bf)Xf)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Specification (1)	0.22	0.02	0.20	81.9%
Specification (2)	0.22	0.04	0.18	83.5%
Specification (3)	0.22	0.06	0.16	85.2%
Specification (4)	0.22	0.08	0.14	86.9%

Panel 2: Using potential experience (age - number of years of schooling - 6) as a proxy

	Unadjusted Differential (in logs)	**Explained** (differences due to wage-determining factors) =(Xm-Xf)Bm	**Unexplained** (differences due to returns to wage-determining factors) =(Bm-Bf)Xf	**Adjusted differential** =exp(-(Bm-Bf)Xf)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Specification (1)	0.22	0.02	0.20	81.9%
Specification (2)	0.22	0.04	0.18	83.5%
Specification (3)	0.22	0.06	0.16	85.2%
Specification (4)	0.22	0.08	0.14	86.9%

Panel 3: Using FYFTE work

	Unadjusted Differential (in logs)	**Explained** (differences due to wage-determining factors) =(Xm-Xf)Bm	**Unexplained** (differences due to returns to wage-determining factors) =(Bm-Bf)Xf	**Adjusted differential** =exp(-(Bm-Bf)Xf)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Specification (1)	0.22	0.04	0.18	83.5%
Specification (2)	0.22	0.06	0.16	85.2%
Specification (3)	0.22	0.08	0.140	86.9%
Specification (4)	0.22	0.10	0.12	88.7%

Note: Adjusted differential refers to the female's earnings as a percentage of male earnings after controlling for differences in observable characteristics. To convert the reported differences in mean log earnings to ratios of female to male earnings the following calculation is performed: ratio = exp(-unexplained).
The sample size is 28,303 observations.

Appendix 3, Table 2: Accounting for the gender wage gap using age, potential experience and actual

Panel 1: Using age as a proxy for

Factors explaining the gap	Fraction of gender wage gap explained by ... Specification 1	2	3	4
Education level*major field of study	2.5	4.1	6.1	3.7
Age as a proxy for experience	0.5	0.5	0.4	0.4
Tenure	4.6	3.1	2.8	2.5
Age of youngest family member	0.8	0.6	0.5	0.6
Marital status	0.9	0.7	0.8	0.8
Part-time status		8.6	7.0	3.4
Region		-0.1	-0.1	-0.1
CMA / urban size		-0.4	-0.4	-0.6
Union status		0.6	0.9	0.8
Firm size		1.1	1.1	0.9
Duties			5.6	4.7
Influence budget and staffing decisions			2.1	1.3
Industry				11.4
Occupation				8.1
Total explained	9.3	18.8	26.8	37.9
Total unexplained	90.7	81.2	73.2	62.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Panel 2: Using potential experience as a proxy for actual

Factors explaining the gap	Fraction of gender wage gap explained by ... Specification 1	2	3	4
Education level*major field of study	1.9	3.6	5.7	3.0
Potential experience	0.6	0.6	0.5	0.6
Tenure	5.1	3.5	3.1	2.7
Age of youngest family member	0.5	0.4	0.3	0.4
Marital status	0.9	0.7	0.7	0.7
Part-time status		8.5	6.8	3.3
Region		-0.1	-0.1	-0.1
CMA / urban size		-0.4	-0.4	-0.6
Union status		0.6	0.9	0.8
Firm size		1.1	1.1	0.9
Duties			5.6	4.8
Influence budget and staffing decisions			2.2	1.3
Industry				11.2
Occupation				8.0
Total explained	9.0	18.5	26.4	37.0
Total unexplained	91.0	81.5	73.6	63.0
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Panel 3: Using FYFTE work

Factors explaining the gap	Fraction of gender wage gap explained by ... Specification 1	2	3	4
Education level*major field of study	1.9	3.6	5.6	3.7
FYFTE experience	11.9	11.8	10.6	10.2
Tenure	4.3	2.7	2.4	2.2
Age of youngest family member	0.9	0.8	0.6	0.7
Marital status	0.9	0.7	0.8	0.8
Part-time status		8.4	6.8	3.3
Region		-0.1	-0.1	-0.1
CMA / urban size		-0.5	-0.4	-0.7
Union status		0.6	0.9	0.8
Firm size		1.1	1.1	0.9
Duties			5.5	14.6
Influence budget and staffing decisions			2.0	1.2
Industry				11.1
Occupation				7.9
Total explained	19.9	29.1	35.8	56.6
Total unexplained	80.1	70.9	64.2	43.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

References

Baker, Michael, Dwayne Benjamin, Andreé Desaulniers and Mary Grant (1995). 'The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990.' *Canadian Journal of Economics*, vol. 28, no. 3, p.479-500.

Christofides, L. and R. Swidinsky (1994). 'Wage Determination by Gender and Visible Minority Status: Evidence from the 1989 LMAS.' *Canadian Public Policy*, vol. 20, no. 1, p.34-51.

Coish, David and A. Hale (1995). 'The wage Gap Between Men and Women: An Update.' *SLID Research Paper Series*, Statistics Canada, Catalogue no. 75F0002M, 95-14.

Corcoran, Mary and Greg Duncan (1979). 'Work History, Labour Force Attachment and Earnings Differences Between the Races and the Sexes.' *Journal of Human Resources*, 14, no. 1, p 3 – 20.

Cromption, Susan and Leslie Geran (1995). 'Women as main wage earners'. *Perspectives on Labour and Income*, Statistics Canada. Catalogue no. 75-001E. Winter 26-29.

Doiron, D. and C. Riddell (1994). 'The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada', *Journal of Human Resources*, V.29, no. 2 p. 504-35.

The Earnings of Men and Women, Statistics Canada, 1997 Catalogue no. 13-217-XIB.

Finnie, R. and T. Wannell (1999). 'The Evolution of the Gender Earnings Gap Amongst Canadian University Graduates', mimeo, School of Policy Studies at Queen's University.

Gunderson, Morley (1998). *Women and the Canadian Labour Market: Transition Towards the Future*. Statistics Canada, Census Monograph Series, Catalogue Number 96-321-MPE No. 2.

Gunderson, Morley and Craig Riddell (1993). *Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada*. Toronto: McGraw Hill.

Marshall, K. (1999). *Perspectives on Labour and Income*, Statistics Canada, Catalogue no. 75-001-XPE.

Meng, Ronald (1990). 'Union Effects on Wage Dispersion in Canadian Industry.' *Economics Letters*, Volume 32, Number 4, April, pp. 399-403.

Morissette, René (1991). 'Canadian Jobs and Firm Size: Do Small Firms Pay Less?' *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, No. 35, Statistics Canada.

Murphy, K. and F. Welch (1990). 'Empirical Age-Earnings Profiles', Journal of Labour Economics, Vol. 8 (2), pp. 202-289.

Wannell, T. (1989). 'The Persistent Gap: Exploring the Earnings Differential Between Recent Male and Female Post-secondary Graduates', *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, No. 26, Statistics Canada.

Wannell, T. and N. Caron (1994). 'The Gender Earnings Gap Among Recent Post-secondary Graduates', *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, No. 68, Statistics Canada.

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

No. 1 *Behavioural Response in the Context of Socio-Economic Microanalytic Simulation,* **Lars Osberg (April 1986)**

No. 2 *Unemployment and Training,* **Garnett Picot (1987)**

No. 3 *Homemaker Pensions and Lifetime Redistribution,* **Michael Wolfson (August 1987)**

No. 4 *Modeling the Lifetime Employment Patterns of Canadians,* **Garnett Picot (Winter 1986)**

No. 5 *Job Loss and Labour Market Adjustment in the Canadian Economy,* **Garnett Picot and Ted Wannell (1987)**

No. 6 *A System of Health Statistics: Toward a New Conceptual Framework for Integrating Health Data,* **Michael C. Wolfson (March 1990)**

No. 7 *A Prototype Micro-Macro Link for the Canadian Household Sector,* **Hans J. Adler and Michael C. Wolfson (August 1987)**

No. 8 *Notes on Corporate Concentration and Canada's Income Tax,* **Michael C. Wolfson (October 1987)**

No. 9 *The Expanding Middle: Some Canadian Evidence on the Deskilling Debate,* **John Myles (Fall 1987)**

No. 10 *The Rise of the Conglomerate Economy,* **Jorge Niosi (1987)**

No. 11 *Energy Analysis of Canadian External Trade: 1971 and 1976,* **K.E. Hamilton (1988)**

No. 12 *Net and Gross Rates of Land Concentration,* **Ray D. Bollman and Philip Ehrensaft (1988)**

No. 13 *Cause-Deleted Life Tables for Canada (1972 to 1981): An Approach Towards Analyzing Epidemiological Transition,* **Dhruva Nagnur and Michael Nagrodski (November 1987)**

No. 14 *The Distribution of the Frequency of Occurrence of Nucleotide Subsequences, Based on Their Overlap Capability,* **Jane F. Gentleman and Ronald C. Mullin (1988)**

No. 15 *Immigration and the Ethnolinguistic Character of Canada and Quebec,* **Réjean Lachapelle (1988)**

No. 16 *Integration of Canadian Farm and Off-Farm Markets and the Off-Farm Work of Women, Men and Children,* **Ray D. Bollman and Pamela Smith (1988)**

No. 17 *Wages and Jobs in the 1980s: Changing Youth Wages and the Declining Middle,* **J. Myles, G. Picot and T. Wannell (July 1988)**

No. 18 *A Profile of Farmers with Computers,* **Ray D. Bollman (September 1988)**

No. 19 *Mortality Risk Distributions: A Life Table Analysis,* **Geoff Rowe (July 1988)**

No. 20 *Industrial Classification in the Canadian Census of Manufactures: Automated Verification Using Product Data,* **John S. Crysdale (January 1989)**

No. 21 *Consumption, Income and Retirement,* **A.L. Robb and J.B. Burbridge (1989)**

No. 22 *Job Turnover in Canada's Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (Summer 1989)***

No. 23 *Series on The Dynamics of the Competitive Process,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Firm Entry and Exit Within the Canadian Manufacturing Sector.*
- B. *Intra-Industry Mobility in the Canadian Manufacturing Sector.*
- C. *Measuring Entry and Exit in Canadian Manufacturing: Methodology.*
- D. *The Contribution of the Competitive Process to Productivity Growth: The Role of Firm and Plant Turnover.*
- E. *Mergers and the Competitive Process.*
- F. *n/a*
- G. *Concentration Statistics as Predictors of the Intensity of Competition.*
- H. *The Relationship Between Mobility and Concentration for the Canadian Manufacturing Sector.*

No. 24 *Mainframe SAS Enhancements in Support of Exploratory Data Analysis,* ***Richard Johnson, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1989)***

No. 25 *Dimensions of Labour Market Change in Canada: Intersectoral Shifts, Job and Worker Turnover,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1989)***

No. 26 *The Persistent Gap: Exploring the Earnings Differential Between Recent Male and Female Postsecondary Graduates,* ***Ted Wannell (1989)***

No. 27 *Estimating Agricultural Soil Erosion Losses From Census of Agriculture Crop Coverage Data,* ***Douglas F. Trant (1989)***

No. 28 *Good Jobs/Bad Jobs and the Declining Middle: 1967-1986,* ***Garnett Picot, John Myles, Ted Wannel (1990)***

No. 29 *Longitudinal Career Data for Selected Cohorts of Men and Women in the Public Service, 1978-1987,* ***Garnett Picot and Ted Wannell (1990)***

No. 30 *Earnings and Death-Effects Over a Quarter Century,* ***Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1990)***

No. 31 *Firm Response to Price Uncertainty: Tripartite Stabilization and the Western Canadian Cattle Industry,* ***Theodore M. Horbulyk (1990)***

No. 32 *Smoothing Procedures for Simulated Longitudinal Microdata,* ***Jane F. Gentleman,Dale Robertson and Monica Tomiak (1990)***

No. 33 *Patterns of Canadian Foreign Direct Investment Abroad,* ***Paul K. Gorecki (1990)***

No. 34 *POHEM - A New Approach to the Estimation of Health Status Adjusted Life Expectancy,* ***Michael C. Wolfson (1991)***

No. 35 *Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?,* ***René Morissette (1991)***

No. 36 *Distinguishing Characteristics of Foreign High Technology Acquisitions in Canada's Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1991)***

No. 37 *Industry Efficiency and Plant Turnover in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin (1991)***

No. 38 *When the Baby Boom Grows Old: Impacts on Canada's Public Sector,* ***Brian B. Murphy and Michael C. Wolfson (1991)***

No. 39 *Trends in the Distribution of Employment by Employer Size: Recent Canadian Evidence,* ***Ted Wannell (1991)***

No. 40 *Small Communities in Atlantic Canada: Their Industrial Structure and Labour Market Conditions in the Early 1980s,* ***Garnett Picot and John Heath (1991)***

No. 41 *The Distribution of Federal/Provincial Taxes and Transfers in Rural Canada,* ***Brian B. Murphy (1991)***

No. 42 *Foreign Multinational Enterprises and Merger Activity in Canada,* ***John Baldwin and Richard Caves (1992)***

No. 43 *Repeat Users of the Unemployment Insurance Program,* ***Miles Corak (1992)***

No. 44 *POHEM -- A Framework for Understanding and Modeling the Health of Human Populations,* ***Michael C. Wolfson (1992)***

No. 45 *A Review of Models of Population Health Expectancy: A Micro-Simulation Perspective,* ***Michael C. Wolfson and Kenneth G. Manton (1992)***

No. 46 *Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men,* ***Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman and Monica Tomiak (1992)***

No. 47 *Longitudinal Patterns in the Duration of Unemployment Insurance Claims in Canada,* ***Miles Corak (1992)***

No. 48 *The Dynamics of Firm Turnover and the Competitive Process,* ***John Baldwin (1992)***

No. 49 *Development of Longitudinal Panel Data from Business Registers: Canadian Experience,* ***John Baldwin, Richard Dupuy and William Penner (1992)***

No. 50 *The Calculation of Health-Adjusted Life Expectancy for a Canadian Province Using a Multi-Attribute Utility Function: A First Attempt,* ***J.-M. Berthelot, R. Roberge and M.C. Wolfson (1992)***

No. 51 *Testing the Robustness of Entry Barriers,* ***J.R. Baldwin and M. Rafiquzzaman (1993)***

No. 52 *Canada's Multinationals: Their Characteristics and Determinants,* ***Paul K. Gorecki (1992)***

No. 53 *The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?,* ***Miles Corak, Stephen Jones (1993)***

No. 54 *Cyclical Variation in the Duration of Unemployment Spells,* ***Miles Corak (1992)***

No. 55 *Permanent Layoffs and Displaced Workers: Cyclical Sensitivity, Concentration, and Experience Following the Layoff,* ***Garnett Picot and Wendy Pyper (1993)***

No. 56 *The Duration of Unemployment During Boom and Bust,* ***Miles Corak (1993)***

No. 57 *Getting a New Job in 1989-90 in Canada,* ***René Morissette (1993)***

No. 58 *Linking Survey and Administrative Data to Study Determinants of Health,* ***P. David, J.-M. Berthelot and C. Mustard (1993)***

No. 59 *Extending Historical Comparability in Industrial Classification,* ***John S. Crysdale (1993)***

No. 60 *What is Happening to Earnings Inequality in Canada?,* ***R. Morissette, J. Myles and G. Picot (June 1994)***

No. 61 *Structural Change in the Canadian Manufacturing Sector, (1970-1990),* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1994)***

No. 62 *Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labour Market: An Overview,* ***Miles Corak (January 1994)***

No. 63 *Recent Youth Labour Market Experiences in Canada,* ***Gordon Betcherman and René Morissette (July 1994)***

No. 64 *A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States,* ***John Baldwin, Timothy Dunne and John Haltiwanger (July 1994)***

No. 65 *What is Happening to Weekly Hours Worked in Canada?,* ***René Morissette and Deborah Sunter (June 1994)***

No. 66 *Divergent Inequalities -- Theory, Empirical Results and Prescriptions,* ***Michael C. Wolfson (May 1995)***

No. 67 *XEcon: An Experimental / Evolutionary Model of Economic Growth,* ***Michael C. Wolfson (June 1995)***

No. 68 *The Gender Earnings Gap Among Recent Postsecondary Graduates, 1984-92,* ***Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)***

No. 69 *A Look at Employment-Equity Groups Among Recent Postsecondary Graduates: Visible Minorities, Aboriginal Peoples and the Activity Limited,* ***Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)***

No. 70 *Employment Generation by Small Producers in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Garnett Picot (November 1994)***

No. 71 *Have Small Firms Created a Disproportionate Share of New Jobs in Canada? A Reassessment of the Facts,* ***Garnett Picot, John Baldwin and Richard Dupuy (November 1994)***

No. 72 *Selection Versus Evolutionary Adaptation: Learning and Post-Entry Performance,* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (May 1995)***

No. 73 *Business Strategies in Innovative and Non-Innovative Firms in Canada,* ***J. Baldwin and J. Johnson (February 1995)***

No. 74 *Human Capital Development and Innovation: The Case of Training in Small and Medium Sized-Firms,* ***J. Baldwin and J. Johnson (March 1995)***

No. 75 *Technology Use and Industrial Transformation: Emprirical Perspectives,* ***John Baldwin, Brent Diverty and David Sabourin (August 1995)***

No. 76 *Innovation: The Key to Success in Small Firms,* ***John R. Baldwin (February 1995)***

No. 77 *The Missing Link: Data on the Demand side of Labour Markets,* ***Lars Osberg (April 1995)***

No. 78 *Restructuring in the Canadian Manufacturing Sector from 1970 to 1990: Industry and Regional Dimensions of Job Turnover,* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1995)***

No. 79 *Human Capital and the Use of Time,* ***Frank Jones (June 1995)***

No. 80 *Why Has Inequality in Weekly Earnings Increased in Canada?,* ***René Morissette (July 1995)***

No. 81 *Socio-Economic Statistics and Public Policy: A New Role For Microsimulation Modeling,* ***Michael C. Wolfson (July 1995)***

No. 82 *Social Transfers, Changing Family Structure, and Low Income Among Children,* **Garnett Picot and John Myles (September 1995)**

No. 83 *Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment,* **Miles Corak and Andrew Heisz (October 1995)**

No. 84 *The Duration of Unemployment: A User Guide,* **Miles Corak and Andrew Heisz (December 1995)**

No. 85 *Advanced Technology Use in Manufacturing Establishments,* **John R. Baldwin and Brent Diverty (November 1995)**

No. 86 *Technology Use, Training and Plant-Specific Knowledge in Manufacturing Establishments,* **John R. Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1995)**

No. 87 *Productivity Growth, Plant Turnover and Restructuring in the Canadian Manufacturin Sector,* **John R. Baldwin (November 1995)**

No. 88 *Were Small Producers the Engines of Growth in the Canadian Manufacturing Sector in the 1980s?,* **John R. Baldwin (October 1996)**

No. 89 *The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men,* **Miles Corak and Andrew Heisz (January 1996)**

No. 90 *The Evolution of Payroll Taxes in Canada: 1961 - 1993,* **Zhengxi Lin, Garnett Picot and Charles Beach (February 1996)**

No. 91 *Project on Matching Census 1986 Database and Manitoba Health Care Files: Private Households Component,* **Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David, Cam Mustard, L. Roos and M.C. Wolfson (March 1996)**

No. 92 *Technology-induced Wage Premia in Canadian Manufacturing Plants during the 1980s,* **John Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1996)**

No. 93 *Job Creation by Company Size Class: Concentration and Persistence of Job Gains and Losses in Canadian Companies,* **Garnett Picot and Richard Dupuy (April 1996)**

No. 94 *Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada,* **René Morissette and Charles Bérubé (July 1996)**

No. 95 *Changes in Job Tenure and Job Stability in Canada,* **Andrew Heisz (November 1996)**

No. 96 *Are Canadians More Likely to Lose Their Jobs in the 1990s?,* **Garnett Picot and Zhengxi Lin (August 6, 1997)**

No. 97 *Unemployment in the Stock and Flow,* **Michael Baker, Miles Corak and Andrew Heisz (September 1996)**

No. 98 *The Effect of Technology and Trade on Wage Differentials Between Nonproduction and Production Workers in Canadian Manufacturing,* **John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (May 1998)**

No. 99 *Use of POHEM to Estimate Direct Medical Costs of Current Practice and New Treatments Associated with Lung Cancer in Canada,* **C. Houle, B.P. Will, J.-M. Berthelot, Dr. W.K. Evans (May 1997)**

No. 100 *An Experimental Canadian Survey That Links Workplace Practices and Employee Outcomes: Why it is Needed and How it Works,* **Garnett Picot, Ted Wannell (May 1997)**

No. 101 *Innovative Activity in Canadian Food Processing Establishments: The Importance of Engineering Practices,* **John Baldwin and David Sabourin (November 1999)**

No. 102 *Differences in Strategies and Performances of Different Types of Innovators,* **John R. Baldwin and Joanne Johnson (December 1997)**

No. 103 *Permanent Layoffs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis,* **Garnett Picot, Zhengxi Lin and Wendy Pyper (September, 1997)**

No. 104 *Working More? Working Less? What do Canadian Workers Prefer?,* **Marie Drolet and René Morissette (May 20, 1997)**

No. 105 *Growth of Advanced Technology Use in Canadian Manufacturing During the 1990's,* **by John Baldwin, Ed Rama and David Sabourin (December 14, 1999)**

No. 106 *Job Turnover and Labour Market Adjustment in Ontario from 1978 to 1993,* **by Zhengxi Lin and Wendy Pyper (1997)**

No. 107 *The Importance of Research and Development for Innovation in Small and Large Canadian Manufacturing Firms,* **John R. Baldwin (September 24, 1997)**

No. 108 *International Competition and Industrial Performance: Allocative Efficiency, Productive Efficiency, and Turbulence,* **John R. Baldwin and Richard E. Caves (October 1997)**

No. 109 *The Dimensions of Wage Inequality among Aboriginal Peoples,* **Rachel Bernier (December 1997)**

No. 110 *Trickling Down or Fizzling Out? Economic Performance, Transfers, Inequality and Low Income,* **Myles Zyblock and Zhengxi Lin (December 10, 1997)**

No. 111 *Corporate Financial Leverage: A Canada - U.S. Comparison, 1961-1996,* **Myles Zyblock (December 1997)**

No. 112 *An explanation of the Increasing Age Premium,* **Constantine Kapsalis (July 1998)**

No. 113 *The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,* **Miles Corak and Andrew Heisz (October, 1998)**

No. 114 *Foreign-Born vs Native-Born Canadians: A Comparison of Their Inter-Provincial Labour Mobility,* **Zhengxi Lin (September 1998)**

No. 115 *Living Arrangements and Residential Overcrowding: the situation of older immigrants in Canada, 1991,* **K.G. Basavarajappa (September 1998)**

No. 116 *What is Happening to Earnings Inequality and Youth Wages in the 1990s?,* **Garnett Picot (July 1998)**

No. 117 *The Determinants of the Adoption Lag for Advanced Manufacturing Technologies,* **John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (August 1998)**

No. 118 *Labour Productivity Differences Between Domestic and Foreign-Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector,* **John R. Baldwin and Naginder Dhaliwal (March 1, 2000)**

No. 119 *Technology Adoption: A Comparison Between Canada and the United States,* **John R. Baldwin and David Sabourin (August 1998)**

No. 120 *Are There High-Tech Industries or Only High-Tech Firms? Evidence From New Technology-Based firms,* **John R. Baldwin and Guy Gellatly (December 1998)**

No. 121 *A Portrait of Entrants and Exits,* **John R. Baldwin (June 1999)**

No. 122 *Determinants of Innovative Activity in Canadian Manufacturing Firms: The Role of Intellectual Property Right,* **John R. Baldwin, Petr Hanel and David Sabourin (March 7, 2000)**

No. 123 *Innovation and Training in New Firms* **John R. Baldwin (November 2000)**

No. 124 *New Views on Inequality Trends in Canada and the United States,* **Michael C. Wolfson and Brian B. Murphy (August 1998 and October 1999 (paper)**

No. 125 *Employment Insurance in Canada: Recent Trends and Policy Changes,* **Zhengxi Lin (September 1998)**

No. 126 *Computers, Fax Machines and Wages in Canada: What Really Matters?,* **René Morissette and Marie Drolet (October 1998)**

No. 127 *Understanding the Innovation Process: Innovation in Dynamic Service Industries,* **Guy Gellatly and Valerie Peters (December 1999)**

No. 128 *Recent Canadian Evidence on Job Quality by Firm Size,* **Marie Drolet and René Morissette (November 1998)**

No. 129 *Distribution, Inequality and Concentration of Income Among Older Immigrants in Canada, 1990,* **K.G Basavarajappa (April 1999)**

No. 130 *Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records,* **Michael Baker and Gary Solon (February 1999)**

No. 131 *The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap Between Younger and Older Workers,* **C. Kapsalis, R. Morissette and G. Picot (March 1999)**

No. 132 *Why Do Children Move Into and Out of Low Income: Changing Labour Market Conditions or Marriage and Divorce?,* **G. Picot, M. Zyblock and W. Pyper (March 1999)**

No. 133 *Rising Self-Employment in the Midst of High Unemployment: An Empirical Analysis of Recent Developments in Canada,* **Zhengxi Lin, Janice Yates and Garnett Picot (March 1999)**

No. 134 *The Entry and Exit Dynamics of Self-Employment in Canada,* **Zhengxi Lin, Garnett Picot and Janice Yates (March 1999)**

No. 135 *Death and Divorce: The Long-term Consequences of Parental Loss on Adolescents,* **Miles Corak (June 9, 1999)**

No. 136 *In progress* **(Frank Jones)**

No. 137 *Innovation, Training and Success,* **John Baldwin (October 1999)**

No. 138 *The Evolution of Pension Coverage of Young and Older Workers in Canada,* **René Morissette and Marie Drolet (December 1999)**

No. 139 *Import Competition and Market Power: Canadian Evidence,* **Aileen J. Thompson (April 2000)**

No. 140 *Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States,* **Michael Baker and Nicole Fortin (August 2000)**

No. 141 *The Transition to Work for Canaddian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990,* **Julian Betts, Christopher Ferrall and Ross Finnie (December 2000)**

No. 142 Who Moves? A Panel Logit Model Analysis of Interprovincial Migration in Canada, **Ross Finnie (August 2000)**

No. 143 Differences in Innovator and Non-Innovator Profiles: Small Establishments in Business Services, **Guy Gellatly (December 1999)**

No. 144 Social Transfers, Earnings and Low-Income Intensity Among Canadian Children, 1981-1996: Highlighting Recent Development in Low-Income Measurement, **John Myles and Garnett Picot (March 2000)**

No. 145 How Much of Canada's Unemployment is Structural?, **Lars Osberg and Zhengxi Lin (October 2000)**

No. 146 To What Extent Are Canadians Exposed to Low-Income?, **René Morissette and Marie Drolet (April, 2000)**

No. 147 The Maturation of Canada's Retirement Income System: Income Levels, Income Inequality and Low-Income among the Elderly, **John Myles (March 6, 2000)**

No. 148 The Performance of the 1990s Canadian Labour Market, **Garnett Picot and Andrew Heisz (April, 2000)**

No. 149 Payroll Taxes in Canada Revisited: Structure, Statutory Parameters, and Recent Trends **Zhengxi Lin (December 2000)**

No. 150 Patterns of Corporate Diversification in Canada: An Empirical Analysis, **John R. Baldwin, Desmond Beckstead,Guy Gellatly and Alice Peters (June, 2000)**

No. 151 Multinationals and the Canadian Innovation Process, **John R. Baldwin and Petr Hanel (June, 2000)**

No. 152 Rural Youth: Stayers, Leavers and Return Migrants, **Richard Dupuy, Francine Mayer and René Morissette (September 5, 2000)**

No. 153 Female Employment Rates and Labour Market Attachment in Rural Canada, **Euan Phimster, Esperanza Vera Toscano, Alfons Weersink (December 2000)**

No. 154 Training as a Human Resource Strategy: The Response to Staff Shortages and Technological Change, **John R. Baldwin and Valerie Peters (Forthcoming)**

No. 155 Job Tenure, Worker Mobility and the Youth Labour Market during the 1990s, **G. Picot, A. Heisz and A. Nakamura(December 2000)**

No. 156 The Impact of International Trade on the Wages of Canadians, **Omar Zakhilwal (December 2000)**

No. 157 The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap, **Marie Drolet (December 2000)**

No. 158 In Search of Intergenerational Credit Constraints Among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Crefdit Constraints, **Nathan D. Grawe (December 2000)**

No. 159 Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden, **Miles Corak, Bjorn Gustaffson and Torun Osterberg (December 2000)**

No. 160 Neighbourhood Inequality in Canadian Cities, **John Myles, Garnett Picot and Wendy Pyper (December 13, 2000)**

No. 161 Low-Income Intensity Among Urban and Rural Canadians: 1993 and 1997, **Andrew Heisz (Forthcoming)**

What if...
WHAT IF there were a place that could save you and your business time and money by offering a consolidated area with the latest in Canadian statistics?
WHAT IF there were a place that offered accessible and reliable data on an assortment of current hot topics on Canadian social and economic themes?
WHAT IF there were a place where analysis experts that know your markets could provide you with advice and customized data at your fingertips?
WHAT IF there were such a place?
THERE IS SUCH A PLACE.
www.statcan.ca
BUILT FOR BUSINESS
The official source of Canadian statistics
All the time — All in one place

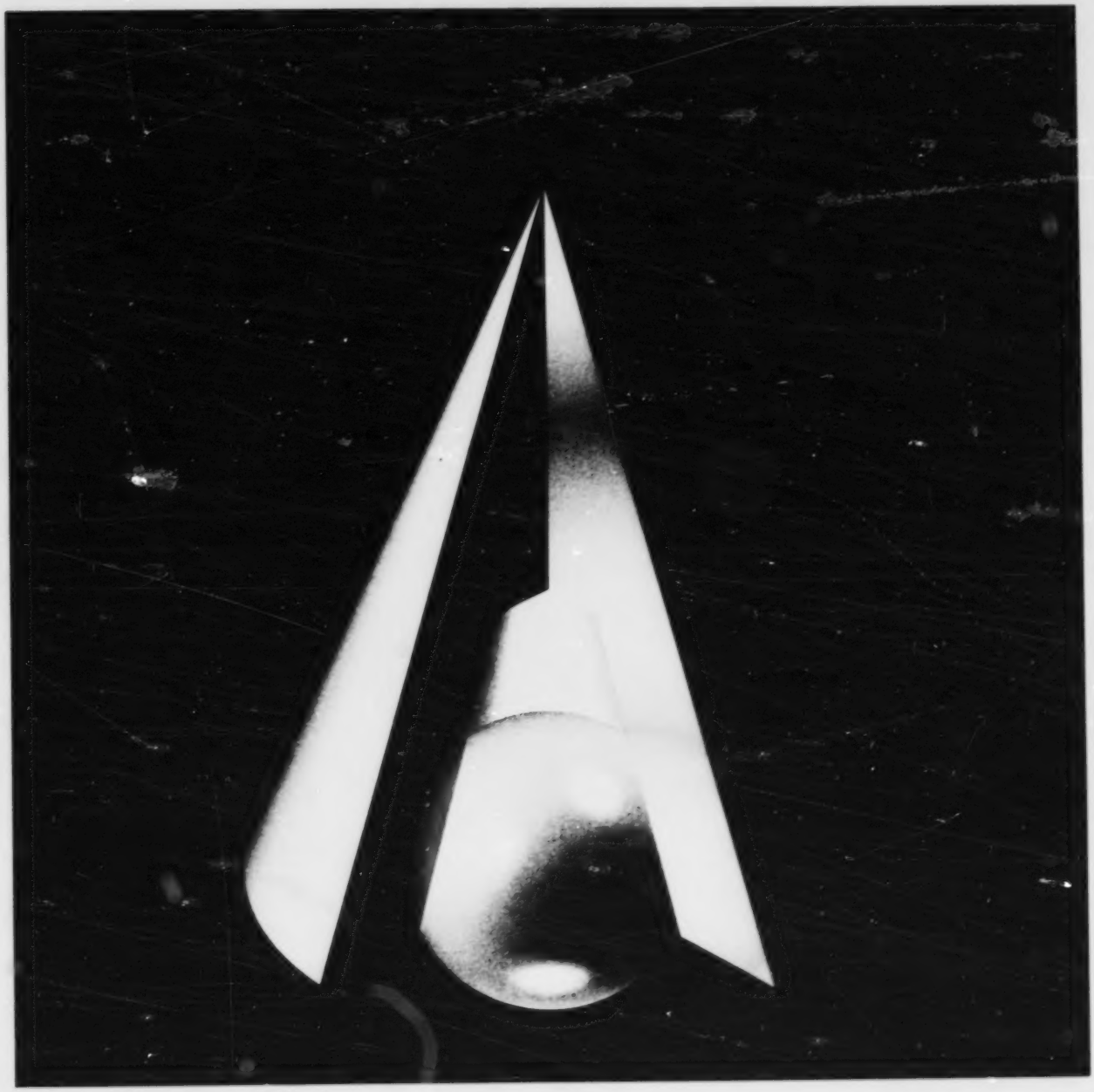
Documents de recherche

Direction des études analytiques

L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada

par Marie Drolet

N° 157



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la fin du présent document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document sur Internet : ***www.statcan.ca***.

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez vous adresser au :

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques
Statistique Canada
24^{e} étage, Immeuble R.H. Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Tél. : (613) 951-6325

L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada

par Marie Drolet

N° 157

11F0019MPE N° 157
ISSN : 1200-5231
ISBN : 0-660-96432-5

Prix : 5 $ l'exemplaire, 25 $ par année

Analyse des entreprises et du marché du travail
Bureau 24-F, Immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-5691
Télécopieur : (613) 951-5403
Internet : drolmar@statcan.ca
Le présent document est disponible sur Internet (www.statcan. ca).

Janvier 2001

L'auteure désire remercier Garnett Picot, Maryanne Webber, René Morissette et Lynda Gagné de leurs commentaires utiles. Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteure et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction _____ 1

II. Analyse documentaire _____ 2

III. Deux mesures des gains : les gains annuels et les taux de rémunération horaire _____ 5

IV. Les données et l'échantillon _____ 6

V. Les différences entre les sexes dans les variables explicatives _____ 7

VI. Les différences moyennes entre les sexes : _____ 9

VII. Les facteurs déterminant les salaires selon le sexe _____ 13

VIII. Comment expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes _____ 15

IX. Incidence de l'utilisation de variables de substitution décrivant l'expérience _____ 17

X. Discussion _____ 19

XI. Conclusion _____ 19

Références _____ 36

RÉSUMÉ

À partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous avons tenté de déterminer dans quelle mesure des facteurs qui n'avaient pas encore été étudiés dans le contexte canadien contribuent aux différences salariales entre les hommes et les femmes. Comme d'autres études qui emploient et les techniques de décomposition standard et tiennent compte de l'effet d'une gamme de caractéristiques liées à la productivité, la présente étude démontre que les hommes sont toujours avantagés sur le plan salarial par rapport aux femmes : le taux horaire moyen des femmes est d'environ 84 %, soit 89 % du taux moyen des hommes. Contrairement à d'autres études, nous avons tenu compte de l'effet de l'expérience de travail et des responsabilités professionnelles. Les différences entre les sexes pour ce qui est des équivalents d'années complètes de travail à temps plein expliquent au plus 12 % de l'écart entre les salaires des hommes et des femmes. Par ailleurs, les différences entre les sexes quant à la possibilité d'occuper des postes de supervision et d'exercer certaines fonctions expliquent environ 5 % de l'écart salarial. Pourtant, malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, une fraction considérable de l'écart entre les salaires des hommes et des femmes demeure inexpliquée.

Nombreuses sont les études qui s'appuient sur des mesures de l'âge ou de l'expérience possible (années d'âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution décrivant l'expérience du marché du travail. Ni l'une ni l'autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l'inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d'heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d'obligations familiales. Les résultats indiquent que les variables de substitution donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l'expérience effective.

Mots clés : gains entre les hommes et les femmes; salaires des femmes

I. Introduction

Ces dernières années, le rôle des femmes sur le marché du travail a profondément changé. Le taux de participation des femmes à la vie active a doublé entre 1961 (29 %) et 1996 (60 %).[1] L'activité des femmes sur le marché du travail dans les années 90 est beaucoup plus solide que celle des femmes des cohortes précédentes. De nos jours, les femmes ont tendance à retarder leurs grossesses tant que leur carrière n'est pas assurée; elles ont moins d'enfants; elles sont moins enclines à interrompre leur carrière pendant six mois ou plus après l'accouchement[2] et elles retournent au travail plus rapidement que les mères des générations précédentes (Gunderson 1998).

La participation à la vie active et l'engagement des Canadiennes ont radicalement changé les modèles quant au revenu familial. Les concepts traditionnels du père «soutien de famille» et de la mère «pourvoyeuse de soins» ne caractérisent plus la famille canadienne. Les familles comptant un seul soutien, celui du conjoint, qui étaient la norme en 1967 (58 %) sont l'exception (18 %) en 1994 (Gunderson, 1998). Le salaire des femmes contribue de plus en plus au revenu familial. Dans les familles à deux soutiens, environ un quart des Canadiennes gagnent plus que leur conjoint (Crompton et Geran, 1995).

Par ailleurs, on sait pertinemment que les Canadiennes ont fait des gains substantiels en ce qui concerne les caractéristiques déterminant les salaires ou qui sont liées à la productivité ces deux dernières décennies. Les femmes ont nettement augmenté leur niveau de compétences par rapport aux hommes, leur niveau de scolarité et leur expérience de travail. Elles ont également réussi à percer dans des milieux qui étaient traditionnellement réservés aux hommes.

Pourtant, en dépit de ces virages permanents qui se font sentir un peu partout que sont la participation et l'engagement accrus des femmes à la vie active et leurs progrès relatifs en ce qui a trait aux caractéristiques déterminant les salaires, les différences salariales entre les hommes et les femmes persistent et continuent de susciter un intérêt particulier dans les années 90. Ces trente dernières années, l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) a documenté ces écarts salariaux. Chez les travailleurs à temps plein toute l'année, le ratio des gains entre les femmes et les hommes se chiffrait à 72,5 % en 1997, soit une hausse par rapport au ratio enregistré en 1967 de 58,4 %.[3]

Selon les techniques de décomposition standard, il y a une composante «expliquée» de l'écart salarial entre les sexes (la fraction attribuable aux différences dans les qualifications sur le marché du travail et les caractéristiques d'emploi) et une composante «non expliquée» (la fraction attribuable aux différences de salaires que les hommes et les femmes touchent pour la même caractéristique). La plupart des économistes expliquent l'écart entre les gains des hommes et des femmes principalement par les différences de compétences selon le sexe. (Coish & Hale,

---

[1] Données tirées du Recensement du Canada dans Gunderson, 1998 p.24-26.

[2] Presque 9 femmes sur 10 qui ont accouché en 1993 ou en 1994 étaient de retour sur le marché du travail au courant de l'année suivant l'accouchement. Ces femmes ont pris en moyenne un congé de 6,4 mois. *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, Automne 1999, n° 75-0001-XPF au catalogue).

[3] Données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, *Gains des hommes et des femmes*, Statistique Canada, 1997, n° 13-217-XIB au catalogue.

1995; Christofides & Swidinsky, 1994; Gunderson 1998; Wannell, 1990; Baker, Benjamin, Desaulniers, Grant 1995).

Le présent document a un objet double. Il s'agit, dans un premier temps, de faciliter le passage des estimations des ratios des gains entre les sexes établis par l'Enquête sur les finances des consommateurs aux estimations des ratios des salaires entre les sexes de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Nous étudions brièvement le ratio des salaires entre les hommes et les femmes établi en fonction des gains annuels – appelé l'**écart entre les gains des hommes et des femmes** – en reprenant les définitions et les concepts ayant servi à la publication des ratios des gains entre les hommes et les femmes établis en fonction des données de l'EFC. Nous limitons notre étude à l'écart salarial entre les sexes fondé sur les taux de rémunération horaire – appelé l'**écart salarial entre les hommes et les femmes**. Dans un second temps, à partir de la mine de renseignements recueillis dans le cadre de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous axerons notre étude sur les facteurs qui n'ont pas encore été examinés dans le contexte canadien pour expliquer la différence salariale entre les sexes. Nous pourrions ainsi contribuer largement à la recherche sur l'activité des femmes sur le marché du travail et à l'analyse de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Voici le plan du présent document. La section I présente une brève analyse documentaire de la preuve canadienne de l'écart salarial entre les hommes et les femmes au cours des deux dernières décennies. À la section II, nous énonçons les données et l'échantillon ayant servi à l'analyse. La section III étaye les deux mesures des gains sur lesquelles s'appuie notre étude. La section IV précise les échantillons de l'étude. La section V traite des variables de l'EDTR qui peuvent expliquer en partie les différences entre les sexes. La section VI examine l'écart salarial entre les hommes et les femmes et l'écart entre les gains des hommes et des femmes. La section VII étudie les facteurs déterminant les salaires selon le sexe. La section VIII décompose l'écart salarial entre les sexes en une fraction attribuable aux facteurs propres à chaque sexe et en une fraction attribuable à la différence entre les salaires que les hommes et les femmes touchent. À la section IX, nous discutons des résultats. Une conclusion suit.

II. Analyse documentaire

Au Canada, de nombreuses études évaluent les différences salariales entre les hommes et les femmes. Elles en arrivent, à certains égards, aux mêmes résultats en dépit de sources de données et de méthodes qui diffèrent considérablement. Le tableau 1 souligne certaines des principales constatations que l'on trouve dans la documentation canadienne.[4]

Nous pouvons d'abord affirmer sans équivoque que la *différence dans les gains des hommes et des femmes s'est amenuisée avec le temps*. À partir des données de recensement, Baker et al. (1995) constatent que le ratio des gains annuels entre les hommes et les femmes à temps plein toute l'année augmente de manière constante, passant de 0,60 en 1970 à 0,64 en 1980, à 0,67 en 1990. Gunderson (1998) arrive au même résultat, lui qui, à partir également des données de recensement, calcule un ratio des gains annuels semblable de 0,62 en 1970, 0,67 en 1980 et 0,71 en 1990 pour les travailleurs à temps plein toute l'année. En appliquant un cadre uniforme aux

[4] Cette liste vise à fournir une nouvelle preuve de l'écart salarial entre les sexes au Canada et de ses composantes respectives. Il ne s'agit aucunement d'une liste exhaustive de la documentation sur le sujet.

données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, Baker et al. (1995) observent un ratio des gains annuels comparable entre les hommes et les femmes de 0,64 en 1986 et de 0,67 en 1991.[5] Coish et Hale (1995), en s'appuyant sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993, constatent que les femmes qui travaillent à temps plein toute l'année gagent à peu près 79 % des gains des hommes dans des conditions comparables. Il est intéressant de noter qu'en calculant la différence entre les sexes pour ce qui est des taux de rémunération horaire chez tous les travailleurs (à temps plein et à temps partiel), ils obtiennent un ratio différentiel inférieur de 0,78. Christofides et Swidinsky (1994) en arrivent à un ratio des gains entre les femmes blanches et les hommes blancs de 0,76 à partir des taux horaires de l'Enquête sur l'activité du marché de 1989.

Puis, *une fraction importante de l'écart salarial entre les hommes et les femmes ne s'explique pas par les différences entre les sexes dans les caractéristiques déterminant les salaires qui sont observables.* Autrement dit, l'écart ne s'explique pas par la différence dans la valeur moyenne de la caractéristique déterminant les salaires $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$, évaluée en fonction des revenus des hommes β_m. Baker et al. (1995) constatent qu'à peine un quart de l'écart entre les gains des hommes et des femmes durant la période de 1970–1985 s'explique par les différences dans les caractéristiques liées au salaire. Gunderson (1998) relève que la fraction de l'écart entre les gains des hommes et des femmes qui est attribuable aux différences dans les caractéristiques déterminant les salaires a légèrement diminué, passant de 35,5 % en 1970 à 29,5 % en 1990. Il conclut que cela suggère que les caractéristiques déterminant les salaires de l'effectif féminin ressemblent davantage à celles de l'effectif masculin, ce qui a permis de réduire l'écart global entre les gains (Gunderson, 1998). Christofides et Swidinsky (1994) évaluent à 26,5 % la part de la différence salariale entre les sexes attribuable à des facteurs liés à la productivité – estimation qui se situe entre les estimations de Baker et al. (1995) et celles de Gunderson (1998). Selon Coish et Hale (1995), seulement 12 % de l'écart salarial s'explique par des caractéristiques démographiques ou liées au capital humain.

Ajoutons que *la diminution de la composante «non expliquée» de l'écart salarial entre les sexes a permis, en grande partie, aux Canadiennes d'avoir relativement de meilleurs salaires.* Par composante «non expliquée», on entend les différences dans les salaires que les hommes et les femmes touchent pour les mêmes caractéristiques. On parle souvent d'une estimation de la discrimination sur le marché du travail fondée sur le sexe. Baker et al. (1995) décomposent la variation de l'écart entre les gains des hommes et des femmes sur deux périodes (t-1) et (t) $(\overline{y}_t^m - \overline{y}_{t-1}^m) - (\overline{y}_t^f - \overline{y}_{t-1}^f)$ en une fraction attribuable aux changements dans les caractéristiques moyennes $\left[\hat{\beta}_t^m(\overline{X}_t^m - \overline{X}_{t-1}^m) - \hat{\beta}_t(\overline{X}_t^f - \overline{X}_{t-1}^f)\right]$ et en une fraction attribuable aux changements dans les revenus associés à ces caractéristiques $\left[\overline{X}_{t-1}^m(\hat{\beta}_t^m - \hat{\beta}_{t-1}^m) - \overline{X}_{t-1}^f(\hat{\beta}_t^f - \hat{\beta}_{t-1}^f\right]$ au cours de la période selon l'expression suivante :

$$(\overline{y}_t^m - \overline{y}_{t-1}^m) - (\overline{y}_t^f - \overline{y}_{t-1}^f) = \left[\hat{\beta}_t^m(\overline{X}_t^m - \overline{X}_{t-1}^m) - \hat{\beta}_f(\overline{X}_t^f - \overline{X}_{t-1}^f)\right] + \left[\overline{X}_{t-1}^m(\hat{\beta}_t^m - \hat{\beta}_{t-1}^m) - \overline{X}_{t-1}^f(\hat{\beta}_t^f - \hat{\beta}_{t-1}^f\right]$$

[5] Baker et al. (1995) font l'hypothèse que les différences entre les données du Recensement et le ratio des gains de l'EFC peuvent découler des différences dans les techniques d'échantillonnage, dans le choix du moment des enquêtes et dans les exclusions du prélèvement de l'échantillon.

Ils constatent que, entre 1970 et 1980, la diminution de l'écart est en grande partie due à la diminution des revenus relatifs associés aux facteurs déterminant les salaires, que, entre 1980 et 1985, la diminution de l'écart est principalement attribuable aux changements dans les caractéristiques relatives des hommes et des femmes et que, entre 1985 et 1990, les différences dans les revenus s'amenuisent considérablement.[6]

Dans la documentation, on trouve plusieurs explications de la diminution de la composante «non expliquée». On parle d'abord d'une plus faible discrimination envers les femmes partout sur le marché du travail, qui pourrait changer les attitudes de la société ou des employeurs à l'égard des femmes au travail. Les employeurs prennent constamment des décisions à partir de renseignements incomplets et prédisent la motivation future au travail des personnes selon leur sexe. Certaines entreprises hésitent à engager des femmes parce qu'elles ont, en moyenne, plus d'interruptions de carrière et plus d'absences que les hommes pour des raisons familiales. Les femmes peuvent subir ainsi de la discrimination fondée sur les statistiques. On retrouve ce genre de discrimination particulièrement dans les entreprises dont les coûts d'embauchage et de formation sont élevés et qui offrent en général de meilleurs salaires. Si la participation accrue des femmes sur le marché du travail entraîne de nouveaux comportements de la part des employeurs, les femmes accéderont plus facilement à des postes bien rémunérés, car les statistiques leur seront plus favorables.

La réduction de la composante «non expliquée» est également liée aux différences dans les attributs, les compétences ou les préférences qui n'ont pas été mesurés. La plupart des ensembles de données ne renferment pas suffisamment d'information sur d'autres déterminants importants de l'écart salarial entre les sexes. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu comporte un certain nombre de variables que d'autres sources de données n'avaient pas recueilli et qui pourraient être considérées comme d'importants déterminants de l'écart salarial entre les sexes. À la section III, nous examinons ces variables et nous en justifions l'inclusion.

Si l'écart salarial entre les sexes n'avait pas de composante non expliquée; autrement dit, si les hommes et les femmes touchaient les mêmes salaires pour les mêmes caractéristiques, les femmes gagneraient malgré tout légèrement moins que les hommes (voir la colonne 7 du tableau 1). Le ratio des gains moins les différences dans les revenus associés aux mêmes caractéristiques varie d'environ 85 % en 1970 selon Gunderson (1998) à environ 90 % pour l'ensemble de la période de 1970 à 1990 à partir des chiffres de Baker et al. (1995) et à 93 % selon l'étude de Christofides et Swidinsky (1994). L'étude de Coish et Hale fait à nouveau exception, car elle évalue le ratio des gains, sans la composante non expliquée, à 97 %.[7]

---

[6] Baker et al. (1995) constatent qu'une proportion de 50 % à 114 % de la réduction de l'écart entre 1970 et 1980 est attribuable à la différence dans les revenus, qu'une proportion de 65 % à 88 % de la réduction de l'écart entre 1980 et 1985 s'explique par les différences dans les caractéristiques, qu'une proportion de 62 % à 85 % de la réduction de l'écart entre 1985 et 1990 est due aux différences dans les revenus. Ces chiffres sont tirés du tableau 2 de Baker et al.

[7] Si les hommes et les femmes touchaient le même salaire pour des caractéristiques semblables, l'écart global des gains entre les sexes serait attribuable aux différences dans les facteurs liés à la productivité. Autrement dit, nous comparons le salaire que les hommes gagnent ($\overline{W}_m = \overline{X}_m \hat{\beta}_m$) au salaire hypothétique que les femmes toucheraient si elles étaient rémunérées selon la structure salariale des hommes compte tenu de leurs propres caractéristiques ($\overline{W}_f^* = \overline{X}_f \hat{\beta}_m$).

Enfin, comme les *estimations de l'écart salarial entre les sexes varient selon la mesure des gains utilisée, le choix de la méthode, la population sélectionnée et la spécification, il est difficile d'établir des comparaisons.* Baker et al. (1995) observent que le ratio des gains entre les hommes et les femmes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables, tourne autour de 70 %.[8] En revanche, Gunderson (1998) souligne que le ratio a connu une augmentation, passant de 74 % en 1970 à 80 % en 1990. Christofides et Swidinsky (1994) ainsi que Coish et Hale (1995) établissent des ratios des salaires entre les sexes, après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables, qui se rapprochent de ceux de Gunderson (1998) : à peu près 82 % en 1989 et 80 % en 1993, respectivement. Les diverses études produisent aussi des estimations de la composante non expliquée de l'écart entre les gains qui diffèrent quelque peu tout au long de la période de 1970 à 1990 (voir la colonne 6 du tableau 1).

III. Deux mesures des gains : les gains annuels et les taux de rémunération horaire

Jusqu'à 1997, Statistique Canada publiait des ratios des gains entre les hommes et les femmes en fonction des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Pour l'ensemble des travailleurs à temps plein toute l'année[9], les ratios des **gains annuels** varieraient de 58,4 % en 1967 à 72,5% en 1997. Pour l'ensemble des personnes qui touchaient un traitement, un salaire ou un revenu net d'un travail indépendant, le ratio des gains entre les hommes et les femmes s'échelonnait de 46,1 % en 1967 à 63,8 % en 1997 (voir le tableau 2).

Les différences dans la semaine de travail normale des travailleurs et des travailleuses à temps plein toute l'année (TPTA) peuvent nuire à la taille de l'écart entre les sexes. Selon l'EFS, un travailleur à TPTA est une personne qui travaille 30 heures ou plus par semaine pendant 49 à 52 semaines au cours de l'année de référence. Le nombre d'heures de la semaine normale de travail varie toutefois considérablement chez les travailleurs à temps plein. En fait, selon les données de l'Enquête sur la population active, les hommes qui occupaient des postes à temps plein en décembre 1996 travaillaient habituellement 43,6 heures par semaine tandis que les femmes à temps plein travaillaient en général 39,6 heures par semaine.

À partir de l'Enquête nationale auprès des diplômés, Wannell et Caron (1994) constatent que chez les nouveaux diplômés, les femmes à temps plein travaillent en moyenne 2,5 à 4 heures de moins par semaine que leurs homologues masculins. En ajoutant le nombre d'heures de travail par semaine à leur équation salariale, Wannell et Caron (1994) montrent que l'**écart salarial** chez les diplômés est inférieur à l'**écart des gains**.

Ce qu'on entend par gains annuels peut compliquer l'interprétation de la taille de l'écart salarial entre les sexes. Dans le cas des ratios des gains fondés sur les données de l'EFC, les gains comprennent les traitements et les salaires et/ou le revenu net d'un travail indépendant de toutes

---

[8] Pour calculer le ratio des gains entre les hommes et les femmes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques, le ratio = $\exp\left[-(\beta_m - \beta_f)\overline{X}_f\right]$

[9] Selon l'EFC, un travailleur à temps plein toute l'année est une personne qui travaille 30 heures ou plus par semaine pendant 49 à 52 semaines au cours de l'année de référence.

provenances. Compte tenu de cette définition des gains, il est difficile de mettre le doigt sur la source de l'écart entre les sexes pour ce qui est des gains annuels. Est-ce que l'écart entre les sexes dans les gains annuels découle des différences dans le salaire de base que les hommes et les femmes touchent pour un emploi donné? Ou dans le revenu net d'un travail indépendant? Ou dans les primes associées aux heures supplémentaires? Ou dans les emplois multiples?

Pour plusieurs raisons, les taux de rémunération horaire constituent une mesure supérieure des gains annuels lorsqu'il s'agit de déterminer l'écart salarial entre les sexes. D'abord, comme nous l'avons déjà mentionné, quand le chercheur utilise des mesures des gains annuels, il doit restreindre son champ d'étude aux travailleurs à temps plein toute l'année de manière à éviter *certains* problèmes liés au nombre d'heures de travail par semaine et au nombre de semaines de travail par année. On évite les problèmes en optant pour les taux de rémunération horaire, qui permettent, en outre, de déterminer les différences dans les salaires que les femmes et les hommes touchent pour des emplois semblables – autrement dit, de tenir compte de l'effet de caractéristiques liées à l'emploi, comme l'ancienneté professionnelle, la branche d'activité, la profession ou le statut syndical. Le total des gains annuels ne permet pas autant de précisions. Il est difficile d'examiner l'incidence de caractéristiques particulières liées à l'emploi parce que le total des gains annuels est la somme des traitements et des salaires de *toutes provenances*. Au mieux, on peut s'appuyer sur les renseignements liés à l'emploi «principal» que l'on peut définir comme l'emploi pour lequel le nombre d'heures de travail est le plus élevé ou l'emploi qui génère le plus de gains.

IV. Les données et l'échantillon

À partir des données de 1997 de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, nous avons extrait deux échantillons. Le premier nous permet d'analyser l'**écart salarial entre les sexes**, et le deuxième, l'**écart entre les gains des hommes et des femmes**.

L'analyse de **l'écart salarial entre les sexes** vise des travailleurs rémunérés, âgés de 18 à 64 ans, qui ne sont pas inscrits comme étudiants à temps plein durant l'année de référence. Sont exclus les travailleurs indépendants, les travailleurs à propos desquels on ignore le salaire horaire ou les gains, les travailleurs pour lesquels on ignore les équivalents d'années complètes à temps plein[10] et les travailleurs pour lesquels on ignore le nombre d'heures de la semaine normale de travail durant l'année[11]. L'analyse se fonde sur 28 741 emplois – 14 839 emplois occupés par des hommes et 13 902 emplois occupés par des femmes. L'échantillon sert aux tabulations en croix et à l'analyse multivariable de l'écart salarial entre les sexes.

Le deuxième échantillon est choisi en vue des tabulations en croix de **l'écart des gains entre les hommes et les femmes** et est assujetti aux restrictions additionnelles concernant les travailleurs à temps plein (130 heures ou plus par mois) toute l'année (53 semaines par année). L'échantillon

[10] On ne croit pas qu'en excluant des observations les travailleurs pour lesquels on ignore les équivalents d'années complètes de travail à temps plein on fausse l'échantillonnage. La distribution s'est faite, dans une juste mesure, au hasard dans la population.

[11] Comme tous les emplois occupés durant l'année de référence sont inclus dans l'analyse, les poids transversaux ont été normalisés conformément au nombre d'heures de travail par année liées à l'emploi. Il en est ainsi pour éviter la surreprésentation des emplois de courte durée.

renferme 15 687 personnes – 9 020 hommes et 6 667 femmes. Pour ce qui est des travailleurs cumulant plus d'un emploi durant l'année de référence, l'analyse s'appuie sur les caractéristiques d'emploi attribuables à l'emploi principal (s'il s'agit de l'emploi pour lequel le nombre d'heures de travail est le plus élevé durant l'année de référence).

V. *Les différences entre les sexes dans les variables explicatives*

Expérience de travail

Les études antérieures sur les différences salariales entre les sexes reposaient sur des données très limitées. Bien souvent, l'acquisition des compétences générales en matière de capital humain ou l'expérience de travail potentielle est évaluée approximativement selon l'âge ou selon l'âge moins le niveau de scolarité moins 6. Cela pose des problèmes, car ces mesures ont tendance à surévaluer l'expérience *réelle* des femmes. Autrement dit, on ne tient aucunement compte des interruptions des femmes de la vie active pour l'éducation des enfants (soit des retraits complets de la vie active) ni des restrictions quant aux heures de travail par semaine ou au nombre de semaines de travail par année.

L'EDTR permet de mesurer l'expérience *réelle* sur le marché du travail – l'équivalent d'années complètes de travail à temps plein. Cette mesure tient compte de l'*ensemble de l'expérience de travail* en incluant des renseignements sur le nombre d'heures de travail par semaine (c.-à-d. emploi à temps plein ou à temps partiel) et sur le nombre de semaines de travail par année (à temps plein ou à temps partiel) pour tous les emplois occupés par le travailleur ou la travailleuse.[12]

Bien que la mesure de l'EDTR de l'équivalent d'années complètes de travail à temps plein soit une bonne estimation de l'expérience réelle sur le marché du travail des travailleurs puisqu'elle englobe tous les emplois, elle est toutefois loin d'être parfaite. Même si, comme nous le verrons, elle «explique» une fraction importante de l'écart salarial entre les sexes, elle comporte deux inconvénients graves.

Mentionnons en premier lieu qu'elle ne donne pas de renseignements sur la *continuité* de l'expérience de travail, la *durée* des retraits de la vie active, la *fréquence* des retraits et le *moment* de ceux-ci.

Il est bien connu que les hommes et les femmes ne consacrent pas le même nombre d'heures au travail et que leur expérience de travail n'a pas la même continuité. Il est plus fréquent chez les femmes que chez les hommes d'alterner entre des périodes de travail rémunéré et des périodes de retrait pour des raisons familiales. Selon Corcoran et Wood (1979), cette façon de faire influe sur le salaire des femmes de plusieurs façons. D'abord, comme les femmes sont moins susceptibles que les hommes de travailler de manière continue, leur ancienneté professionnelle peut être

[12] La mesure de l'EDTR est calculée comme suit :
Équivalent d'années complètes de travail à temps plein = le nombre d'années complètes de travail à temps plein + 0,5 * (le nombre d'années partielles de travail à temps plein) + 0,5 * (le nombre d'années complètes à temps partiel) + 0,25*(le nombre d'années partielles à temps partiel).

inférieure à celle des hommes – un facteur qui détermine les salaires. Puis, les longues périodes de retraits de la vie active peuvent nuire au capital humain. Par conséquent, les femmes qui retournent travailler pour le même employeur après une interruption sont moins susceptibles d'être promues que les autres, et celles qui ne retournent pas travailler pour le même employeur peuvent devoir accepter un salaire inférieur à celui qu'elle touchait avant de quitter le marché du travail. De plus, les femmes qui prévoient devoir s'absenter de la vie active plusieurs fois peuvent remettre à plus tard leur formation ou décider d'accepter des postes peu rémunérés dans des branches d'activité ou des professions faciles d'accès où l'on risque peu d'être pénalisé si l'on en sort. Le *moment* des retraits de la vie active peut avoir une incidence sur les salaires. L'acquisition de compétences professionnelles se fait habituellement en début de carrière – ce qui coïncide généralement avec la décision d'avoir ou non des enfants. Murphy et Welch (1990) constatent qu'en grande partie la croissance réelle des gains cumulatifs a lieu au cours des premières années suivant l'obtention du diplôme. Si c'est le cas, le choix du moment de se retirer de la vie active peut avoir des répercussions importantes à long terme sur les gains futurs ou sur les gains cumulatifs chez les hommes et les femmes.

Le tableau 3 illustre les différences dans l'expérience de travail des hommes et des femmes sur le marché du travail. Comparativement aux hommes, les femmes ont en moyenne 3,9 ans de moins d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein et 1,3 an de moins d'ancienneté professionnelle chez l'employeur actuel. Inversement, les hommes consacrent une proportion plus élevée d'années potentielles de travail à temps plein que les femmes (94 % par rapport à 75 %).

En deuxième lieu, la définition de l'expression «temps plein toute l'année» servant au calcul des équivalents d'années complètes de travail peut poser des problèmes. Une année complète correspond à au moins 6 mois de travail et le travail à temps plein représente au moins 30 heures de travail par semaine durant une année civile. Comme il a été mentionné, le nombre d'heures d'une semaine normale de travail varie énormément chez les travailleurs à temps plein. Par exemple, A travaille 45 heures par semaine pendant 12 mois, et B travaille 32 heures par semaine pendant 7 mois. Selon la mesure de l'EDTR des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, on attribuerait à chaque personne une année complète de travail à temps plein malgré l'écart important dans leur expérience de travail. Marshall (1999) signale que presque 40 % des femmes prennent moins de six mois de congé après une naissance. Si ces interruptions de la vie professionnelle et ces heures de travail non relevées gagnent en importance à mesure que s'accroît l'expérience, la mesure en équivalents d'années complètes de travail à plein temps peut perdre de sa précision dans la description de l'importance relative du travail qui se fait chez les hommes et les femmes.

Responsabilités professionnelles

L'EDTR renferme des renseignements sur les responsabilités professionnelles, notamment sur les fonctions de supervision et les tâches liées au travail : la participation aux décisions relatives au budget ou à la dotation, à la paie et aux promotions, et à la définition des tâches des autres. Tant que les femmes n'auront pas les mêmes possibilités de promotion à des postes de supervision que les hommes et/ou que les primes salariales rattachées à ces postes différeront selon le sexe, il y aura des différences salariales.

Le tableau 4 présente les possibilités qui diffèrent selon le sexe quant aux responsabilités professionnelles. Comparativement aux hommes, les femmes sont moins susceptibles d'occuper des postes comportant des responsabilités de supervision (35,2 % et 24,8 % respectivement) et d'occuper des postes dans le cadre desquels elles participent aux décisions relatives au budget et/ou à la dotation (21,7 % et 15,7 %).

Niveau d'instruction

Un des avantages de l'EDTR c'est qu'elle fournit de l'information sur la catégorie du domaine principal d'études associé au dernier niveau d'études supérieures complètes. Le tableau 5 présente la répartition en pourcentage divergeante[13] et la composition selon le sexe[14] pour chacun des domaines principaux d'études. Il n'est pas étonnant de constater que la concentration des hommes et des femmes est plus forte dans de nombreux domaines d'études et que cela peut influer sur l'écart salarial entre les sexes. Mentionnons, à titre d'exemple, que les diplômés en génie, en sciences et technologies appliquées et en commerce sont principalement des hommes et que les femmes sont surreprésentées parmi les diplômés des collèges en commerce ou en administration des affaires, et dans les domaines de la santé et de l'éducation. Vu que les salaires diffèrent selon le domaine d'études, le choix que les hommes et les femmes font explique en partie l'écart salarial entre les sexes.

Autres variables explicatives

Nous traitons de plusieurs variables explicatives, autres que le sexe (et celles susmentionnées), reconnues en général comme ayant une incidence sur les salaires. La situation de famille et l'âge du benjamin de la famille déterminent la division des tâches ménagères et des responsabilités quant au travail rémunéré. Dans la tranche de taille régionale et urbaine, les différences de salaires entre les régions sont saisies. Comme les grandes entreprises versent de meilleurs salaires que les petites entreprises (Morissette, 1991) et que les femmes sont moins susceptibles que les hommes de travailler dans de grandes entreprises, la taille de l'entreprise fait partie des éléments pouvant expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Enfin, mentionnons que le statut syndical semble contribuer aux différences dans les structures de salaires entre les secteurs syndiqués et non syndiqués.

VI. Les différences moyennes entre les sexes :

Le tableau 6 met en évidence les différences entre les sexes pour ce qui est de la rémunération horaire (appelé aussi écart salarial entre les sexes) et des gains annuels (appelé aussi ratio des gains entre les hommes et les femmes) à partir d'un certain nombre de caractéristiques démographiques et de caractéristiques liées au marché du travail. Le tableau 7 illustre l'écart selon les caractéristiques liées à l'emploi.

---

[13] La répartition en pourcentage montre comment les effectifs des hommes et des femmes sont distribués dans les différents domaines principaux d'études.

[14] La composition selon le sexe indique le taux des hommes et des femmes dans chaque domaine d'études.

A. Écart salarial entre les hommes et les femmes : taux de rémunération horaire

En 1997, les travailleuses gagnaient en moyenne 15,12 $ l'heure, tandis que les travailleurs touchaient 18,84 $ l'heure. Autrement dit, les femmes gagnaient environ 80 % du salaire horaire moyen des hommes (voir le panel 1 du tableau 6).

Le ratio des taux horaires entre les hommes et les femmes est supérieur (autrement dit l'écart salarial est inférieur) chez les jeunes travailleurs (voir le tableau 6). Les jeunes femmes âgées de 18 à 24 ans (25-34 ans) gagnent environ 85 % (86 %) des revenus des hommes de leur catégorie d'âge. Le faible écart salarial entre les jeunes hommes et les jeunes femmes est attribuable au fait qu'il s'agit de débutants ayant des compétences et une expérience de travail semblables. En outre, les effets des interruptions de carrière, des promotions et des responsabilités ménagères différentes ne se sont pas encore faits sentir. Les différences dans les équivalents d'années complètes de travail à temps plein s'accentuent au fil du temps : les hommes âgés de 45 à 54 ans (55-64 ans) ont 6,4 (13,1) plus d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein que les femmes du même groupe d'âge. Cela peut expliquer pourquoi le ratio des salaires entre les sexes diminue régulièrement avec l'âge – les femmes âgées de 45 à 54 ans gagnent environ 75 % du taux horaire moyen des hommes de 45 à 54 ans. Il se peut également que les différences entre les sexes quant au niveau d'instruction soient supérieures dans les cohortes de travailleurs âgés que dans les cohortes de jeunes travailleurs. Par ailleurs, les femmes âgées se retrouvent en concentration plus forte que les jeunes femmes dans des professions peu rémunérées. Ajoutons que les femmes âgées appartiennent à une génération où la mobilité professionnelle verticale était un phénomène moins répandu, et ce, indépendamment de l'expérience acquise sur le marché du travail.

L'écart salarial entre les sexes est plus faible chez les célibataires, les hommes et les femmes qui ne se sont jamais mariés (96 %) et plus élevé chez les femmes et les hommes mariés (77 %) (voir le tableau 6). Le faible écart salarial entre célibataires et femmes et hommes ne s'étant jamais mariés est en partie lié à l'âge et au fait qu'ils participent pareillement à la vie active et aux tâches ménagères. L'écart salarial important entre les femmes et les hommes mariés s'explique en partie par le tiraillement que les femmes éprouvent entre leur famille et leur carrière. Les femmes mariées sont plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes mariés.[15] Le travail à temps partiel permet aux femmes de choisir des emplois plus proches de la maison ou dont les heures correspondent à celles de leurs enfants d'âge scolaire. Puisque l'on valorise le travail à temps plein, les femmes qui décident de travailler à temps partiel afin de concilier vie familiale et vie professionnelle sont prêtes à accepter des salaires inférieurs en échange d'heures de travail écourtées ou flexibles. Voici en partie ce qui explique l'écart salarial élevé entre les femmes et les hommes mariés.

Comme il a été mentionné, l'un des avantages de l'EDTR est qu'elle fournit de l'information sur l'expérience de travail réelle selon la variable des équivalents d'années complètes de travail à temps plein. Quand les travailleurs ont peu d'expérience de travail, l'écart salarial entre les sexes est faible : les femmes ayant de 0 à 2 ans d'expérience de travail gagnent 96 % du taux horaire

[15] Environ 15,4 % des heures de travail des femmes mariées sont à temps partiel comparativement à 2,1 % chez les hommes.

moyen des hommes ayant un niveau semblable d'expérience de travail (voir le tableau 6). Il est toutefois intéressant de noter que l'écart salarial entre les sexes s'élargit quand le nombre d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein augmente. C'est ce qu'ont constaté Finnie et Wannell (1999). À partir d'un échantillon de nouveaux diplômés d'études postsecondaires de l'Enquête nationale auprès des diplômés, ils ont observé que l'écart salarial entre les sexes est relativement faible deux ans suivant l'obtention du diplôme (93 %), mais se creuse deux à cinq ans après l'obtention du diplôme (84 %).[16]

Plusieurs facteurs peuvent expliquer le fait que l'écart salarial entre les sexes s'accentue au fur et à mesure où les équivalents d'années complètes de travail à temps plein augmentent. D'abord, les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'échelonner leur expérience de travail sur une période plus longue – les femmes ayant de 10 à 19 équivalents années complètes de travail à temps plein ont, en moyenne, quatre ans de plus que les hommes ayant la même expérience de travail. Puis, plus l'expérience de travail réelle est longue, plus il est possible que les femmes aient eu de fréquentes interruptions, se soient retirées de la vie active pendant de longues périodes et aient moins d'ancienneté professionnelle – ce qui peut influer sur les salaires et accroître l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Enfin, la différence peut être attribuable en partie au fait que les travailleurs comptant le plus grand nombre d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein sont en général plus vieux, ce qui, pour les raisons susmentionnées, entraîne des écarts salariaux plus élevés.

L'écart salarial entre les sexes varie selon le niveau d'instruction (voir le tableau 5). Comparativement à l'ensemble de la population, l'écart salarial entre les sexes est inférieur chez les diplômés universitaires – les femmes gagnent à peu près 85 % du taux horaire moyen des hommes diplômés de l'université. Cela n'est pas étonnant puisque les hommes et les femmes de cette population sont dotés des mêmes compétences qui déterminent à la base les salaires et participent dans la même mesure à la vie active. Cependant, il ne s'agit là que d'une explication partielle, vu que l'écart salarial entre les hommes et les femmes est de 81 % chez les personnes possédant un diplôme d'études supérieures.[17]

Le genre de tâches accomplies et de responsabilités professionnelles des travailleurs et des travailleuses peut aussi influer sur l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 4). Comme il a été mentionné, les hommes sont plus susceptibles que les femmes d'occuper des postes de supervision. Par ailleurs, chez ce groupe d'employés, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de participer aux décisions relatives à la paie et aux promotions et de définir les tâches des autres. Cela explique en partie pourquoi les superviseurs jouissent d'une rémunération horaire supérieure à celle de leurs homologues féminins.

L'écart salarial entre les hommes et les femmes est plus faible chez les travailleurs syndiqués que chez les travailleurs non syndiqués : les travailleuses syndiquées (non syndiquées) gagnent 87 %

---

[16] À partir des données de l'Enquête nationale auprès des diplômés, Finnie et Wannell (1999) constatent que chez les diplômés de 1990, l'écart salarial entre les sexes est de 93 % en 1992 et de 84 % en 1995. Ils concluent que de telles constatations ont des répercussions intéressantes sur les profils des gains à long terme des diplômés, car cela suggère que les réductions à long terme ou réductions permanentes de l'écart entre les gains des hommes et des femmes chez les cohortes de diplômés peuvent ne pas s'avérer aussi importantes que celles enregistrées immédiatement après l'obtention du diplôme.

[17] Cela peut être attribuable à la concentration des femmes dans des programmes d'études qui payent le moins.

(77 %) du salaire moyen des travailleurs syndiqués (non syndiqués) (voir le tableau 7).[18] Il est bien connu que les syndicats ont tendance à compresser la structure des salaires en réduisant les différences salariales entre les travailleurs ayant des caractéristiques différentes et en normalisant les salaires des travailleurs similaires entre les établissements au sein des mêmes branches d'activité ou professions (Meng, 1990). De façon générale, les syndicats augmentent en proportion davantage les salaires des travailleurs qui se situent en bas de l'échelle salariale que les salaires des travailleurs qui sont en haut de l'échelle (Gunderson et Riddell, (1993)).

L'écart salarial entre les sexes ne baisse pas quand l'ancienneté augmente dans l'emploi *actuel* (voir le tableau 7). Autrement dit, le ratio n'est pas plus élevé quand l'expérience accumulée dans le poste actuel est élevée. Alors que les salaires des hommes comme des femmes augmentent avec la durée d'occupation des emplois, l'écart salarial entre les sexes ne s'en trouve pas nécessairement diminué. Par conséquent, les répercussions de l'ancienneté peuvent jeter de l'ombre sur l'incidence d'autres variables importantes, comme la branche d'activité, la profession, l'âge ou l'expérience de travail.

Les femmes qui travaillent à temps partiel gagnent 92 % du taux horaire moyen des hommes qui travaillent à temps partiel (voir le tableau 7). Mais, l'écart salarial entre les sexes représenté au total occulte une hétérogénéité intéressante entre les travailleurs à temps partiel. L'examen de la répartition selon le sexe des heures de travail à temps partiel par branche d'activité et profession révèle que, les hommes qui travaillent à temps partiel occupent principalement des emplois peu rémunérés dans le secteur des services aux consommateurs (36 %) et dans des professions dans le domaine des services (24 %). Les femmes qui travaillent à temps partiel occupent, pour leur part, surtout des postes dans le secteur des services à la consommation (33 %), des emplois de bureau peu rémunérés (27 %) et des emplois relativement bien rémunérés en sciences naturelles ou en sciences sociales (29 %). Cette constatation met en doute les explications qui attribuent principalement le faible écart salarial entre les sexes chez les travailleurs à temps partiel au fait que ceux-ci possèdent peu de compétences et sont concentrés dans des branches d'activité peu rémunératrices et dans des professions peu rémunérées. L'écart salarial relativement faible entre les hommes et les femmes qui travaillent à temps partiel s'explique plutôt en partie par les revenus relativement élevés d'un sous-ensemble de travailleuses à temps partiel.

B. Écart des gains entre les hommes et les femmes : gains annuels

En 1997, la travailleuse à temps plein toute l'année gagnait en moyenne 31 506 $ par année, alors que le travailleur à temps plein toute l'année touchait en moyenne 46 108 $. Autrement dit, la travailleuse gagnait en moyenne environ 68 % des gains annuels moyens des hommes (voir le panel 2 du tableau 6). Comme il a été souligné, les analyses de l'écart salarial entre les sexes qui se fondent sur les gains annuels manquent de données en ce qui a trait aux hypothèses sur le nombre d'heures de travail par semaine.

Malgré cela, tous les liens qui existaient entre l'écart salarial entre les sexes et les mesures choisies demeurent les mêmes en ce qui a trait à l'écart entre les gains des hommes et des femmes : à savoir, l'écart entre les gains des hommes et des femmes est inférieur chez les

[18] Un travailleur syndiqué est un travailleur dont les activités professionnelles sont régies par une convention collective ou un membre d'un syndicat.

jeunes, les mieux éduqués, les célibataires qui ne se sont jamais mariés, les travailleurs syndiqués, les travailleurs du secteur public et les travailleurs qui ont peu d'expérience de travail.

VII. Les facteurs déterminant les salaires selon le sexe

Il n'y a pas d'ensemble de variables «universellement acceptées» à inclure dans une équation de salaires. La plupart des économistes tiennent compte de l'effet de facteurs liés à la productivité, comme le niveau de scolarité et l'expérience de travail, lorsqu'ils évaluent les différences dans les gains entre les sexes. On considère les études comme un investissement visant à améliorer la productivité et, du coup, à accroître les gains. L'ancienneté auprès de l'employeur actuel est jugée comme une mesure de la formation propre à l'emploi – les employeurs qui investissent dans la formation de leurs employés sont plus susceptibles que les autres de verser des salaires supérieurs aux salaires du marché parce qu'ils veulent éviter le roulement.

Certains économistes prétendent qu'il faudrait inclure des variables de contrôle, comme la profession et la branche d'activité. Néanmoins, ces variables de contrôle peuvent découler d'une discrimination et «surjustifier» les différences salariales (Wannell, 1989). Autrement dit, la surreprésentation des femmes dans des professions relativement peu rémunérées explique en partie l'écart des gains.

Contrairement à d'autres études, nos modèles sont en interaction parfaite avec le sexe.[19] Nous nous appuyons sur les mêmes paramètres que d'autres études et nous commençons par une équation salariale «standard» qui comprend les variables traditionnelles de capital humain, comme les équivalents d'années complètes de travail à temps plein, le niveau de scolarité et le domaine principal d'études, l'ancienneté professionnelle, la situation de famille et l'âge du benjamin de la famille. Dans une deuxième spécification, nous tenons compte de l'effet du statut d'employé à temps partiel, du statut syndical, de la région, de la taille géographique et de la taille de l'entreprise. Dans la spécification 3, nous examinons les responsabilités professionnelles. Dans la spécification 4, nous évaluons un modèle qui tient compte de l'effet de la profession et de la branche d'activité.[20] Nous pouvons résumer les résultats comme suit.

---

[19] Dans la plupart des études sur les différences dans les gains entre les sexes, des équations salariales des hommes et des femmes sont calculées séparément. Dans la présente étude, une équation de régression parfaitement interactive est calculée. Autrement dit, nous exécutons une équation à partir d'un ensemble complet d'interactions s'appliquant aux femmes. Cette façon de faire comporte deux principaux avantages par rapport à l'exécution de deux équations distinctes. D'abord, on peut facilement déduire les régressions individuelles pour les hommes et les femmes à partir de l'équation unique (voir l'annexe 1). Puis, nous pouvons vérifier une série d'hypothèses à partir de la régression unique. Par exemple, nous pouvons vérifier si les coefficients d'écart entre les ordonnées à l'origine et entre les pentes pour les femmes sont significatifs sur le plan statistique – ce qui permet de cerner d'où provient la différence. Le test t peut nous dire, par exemple, si les revenus associés aux études universitaires sont les mêmes pour les hommes et pour les femmes. Nous pouvons utiliser le test F pour déterminer si les revenus des femmes associés à l'ensemble des variables liées aux études sont significatifs (voir l'annexe 2 du tableau 1).

[20] Nous avons testé diverses hypothèses sur les coefficients d'origine entre les ordonnées à l'origine et entre les pentes pour les revenus des femmes. Aux spécifications 1 à 3, les revenus des femmes associés à tous les ensembles de coefficients différaient de façon significative (niveau de signification de 5 %) de ceux des hommes. À la spécification 4, les revenus des femmes associés aux équivalents d'années complètes de travail à temps plein, au statut syndical, à l'ancienneté professionnelle et aux responsabilités professionnelles n'étaient pas statistiquement différents (niveau de signification de 5 %) des revenus des hommes. Le modèle a été réévalué sans les coefficients d'écart établis pour les femmes.

D'abord, dans toutes les spécifications, le terme correspondant à l'écart entre les ordonnées à l'origine obtenu pour les femmes est significativement moindre que celui obtenu pour les hommes. Autrement dit, il existe des différences importantes et significatives dans les gains des hommes et des femmes qui ne sont pas liées au choix des variables explicatives de la présente étude.

Puis, *le lien entre les diverses variables indépendantes et les salaires est uniforme entre les sexes*. Selon des résultats qui ne sont pas énoncés ici, les salaires des hommes et des femmes augmentent de manière monotone en fonction des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du niveau de scolarité[21] et de l'ancienneté professionnelle. Par ailleurs, les salaires sont meilleurs pour les emplois syndiqués, dans les grandes entreprises (comptant au moins 500 employés), chez les travailleurs à temps plein et pour les emplois à responsabilités élevées.

En outre, une fois l'effet de diverses caractéristiques liées à la productivité tenu en compte, nous constatons que chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein rapporte autant aux hommes qu'aux femmes. Autrement dit, les taux horaires des hommes et des femmes augmentent respectivement d'environ 0,7 % et 0,8 %.[22]

Il semble que les responsabilités professionnelles n'aient pas les mêmes conséquences sur les salaires selon le sexe une fois l'effet d'un certain nombre de facteurs tenu en compte. Les travailleurs (travailleuses) qui participent à l'établissement du budget et aux décisions en matière de dotation gagnent environ entre 4,9 % et 7,6 % (7,8 % et 11 %) de plus que les autres.[23] De plus, les superviseurs (superviseures) qui participent aux décisions relatives à la paie et aux promotions de leurs employés ou qui définissent les tâches des autres gagnent entre 6 % et 9 % (5 % et 6 %) de plus que les travailleurs comparables n'occupant pas de poste de supervision et gagnent 3 % de plus que les superviseurs qui n'exercent pas ces fonctions.[24] Les superviseurs de sexe masculin et féminin qui exercent les deux fonctions gagnent entre 11 % et 13 % de plus que

---

[21] Il n'y a qu'à la spécification 4 que les diplômés d'études secondaires de sexe masculin gagnent légèrement plus que les hommes qui ont fait des études postsecondaires.

[22] Un test t simple du coefficient différentiel des équivalents d'années complètes de travail à temps plein des femmes indique que, pour au moins trois des quatre spécifications, le revenu des femmes pour chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein est supérieur de façon significative (niveau de signification de 5 %) à celui des hommes, mais il ne semble pas y avoir de différence sur le plan empirique. Quand on tient compte de l'effet de la branche d'activité et de la profession (spécification 4), il n'y a pas de différence significative entre les revenus que les hommes et les femmes touchent pour chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein (voir l'annexe 2, tableau 1).

[23] Le test t à l'égard de la variable sur les décisions relatives au budget et à la dotation pour les spécifications 3 et 4 indique que les revenus des hommes et des femmes diffèrent de manière significative (niveau de signification de 5 %) (voir l'annexe 2, tableau 1).

[24] Aux spécifications 3 et 4 qui incluent les responsabilités professionnelles, un test conjoint de signification a eu lieu à l'égard de l'ensemble des coefficients différentiels entre les pentes obtenus pour les femmes en ce qui a trait aux responsabilités professionnelles. À la spécification 3, le test F a conclu que les revenus des femmes associés aux responsabilités professionnelles différaient de façon significative des revenus des hommes (taux de signification de 5 %). Cependant, à la spécification 4, le test F a conclu que les revenus des femmes associés aux responsabilités professionnelles ne différaient pas significativement de ceux des hommes (voir l'annexe 2 du tableau 1).

les travailleurs comparables n'occupant pas de poste de supervision et gagnent à peu près 8 % de plus que les superviseurs qui n'exercent pas ces fonctions.

Enfin, le niveau de scolarité, le domaine principal d'études, l'ancienneté professionnelle, la situation familiale, l'âge du benjamin de la famille, le statut d'employé à temps partiel, le statut syndical, la taille de l'entreprise, la branche d'activité et la profession sont loin d'avoir le même effet sur le salaire des femmes que sur le salaire des hommes. L'annexe 2 du tableau 2 résume les caractéristiques qui n'ont pas les mêmes répercussions sur les salaires des hommes et des femmes. Les interactions positives montrent les attributs à l'égard desquels les femmes sont compensées relativement mieux que les hommes et les interactions négatives illustrent les caractéristiques pour lesquelles les femmes sont récompensées relativement moins que les hommes. En revanche, les revenus des femmes sont de loin supérieurs à ceux des hommes à chaque échelon d'ancienneté professionnelle chez l'employeur actuel, à l'égard du statut d'employé à temps partiel, dans les petites entreprises, de même qu'à Toronto ou à Vancouver. Un examen des différences dans les rendements par rapport à chaque domaine principal d'études révèle que les femmes sont nettement avantagées dans les sciences de la santé et la technologie, au niveau collégial, ainsi que dans les études universitaires dans les domaines de l'éducation, de la récréologie, des humanités et des domaines connexes, et dans le domaine des sciences sociales. Par contre, les femmes mariées et les femmes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires réussissent relativement moins bien que les hommes dans les mêmes conditions.

VIII. Comment expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes

Les différences entre les hommes et les femmes qui influent sur la productivité n'expliquent pas nécessairement l'écart salarial entre les sexes. Les différences dans les facteurs donnés n'expliquent l'écart salarial que si elles déterminent réellement les salaires que les hommes et les femmes touchent. L'écart salarial entre les hommes et les femmes peut découler des différences dans les caractéristiques liées à la productivité (voir la section V) ou des différences dans la rémunération reçue pour les mêmes caractéristiques liées à la productivité (voir la section VII). Pour les écarts entre les sexes non rajustés dont il a été question à la section VI, on ne tient pas compte de l'effet des différences dans la composition des effectifs masculin et féminin ni des différences dans les caractéristiques qui déterminent les salaires. Dans la présente section, nous tenons compte de l'effet de plusieurs facteurs en même temps au moyen de techniques d'analyse à variables multiples.

La variable dépendante est le logarithme naturel du taux de rémunération horaire. Chaque coefficient correspond à la variation du pourcentage du taux horaire associé au changement d'une unité de la variable explicative. Le tableau 8 présente la décomposition de la différence du taux horaire moyen en une composante expliquée et une composante non expliquée pour plusieurs spécifications différentes. Le tableau 9 montre la fraction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes attribuable à divers facteurs. Les détails techniques de la méthode de la décomposition de la présente étude sont énoncés à l'annexe 1 et les résultats de diverses vérifications d'hypothèse figurent à l'annexe 2 du tableau 1.2.

Chaque spécification subséquente comprend des variables additionnelles qui tentent d'expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Voici plusieurs constatations intéressantes.

Après avoir tenu compte de l'effet des différences dans une gamme de caractéristiques observables, le taux horaire moyen des femmes représente environ 84 % à 89 % du taux moyen chez les hommes (voir la colonne 4 du tableau 8).

Certains chercheurs prétendent que la ségrégation professionnelle est un mécanisme pouvant engendrer de la discrimination salariale, laquelle risque d'être *sous-estimée* si les variables de la branche d'activité et de la profession sont incluses. Le tableau 8 montre que l'écart salarial rajusté est de 89,4 % si l'on tient compte de l'effet des variables de la profession et de la branche d'activité (spécification 4) comparativement à 86,9 % quand on n'en tient pas compte (spécification 3).

Malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, il est impossible d'expliquer à peu près la moitié ou les trois quarts de l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 9). D'autres études canadiennes en sont arrivées aux mêmes résultats, soit Baker et al. (1995), Gunderson (1998), Christofides et Swidinsky (1994), et Coish et Hale (1995)[25]. Il s'agit là d'une constatation intéressante puisque dans les sections précédentes nous exposons, avec preuves à l'appui, que les hommes et les femmes touchent des revenus semblables pour un vaste éventail de caractéristiques. Les différences salariales importantes et non expliquées peuvent être associées aux différences de taille dans les facteurs liés à la productivité ou aux mesures des compétences dont notre ensemble de données ne tient pas compte.

Les différences dans l'expérience de travail des hommes et des femmes représentent une fraction considérable de l'écart salarial. Les différences entre les sexes pour ce qui est des équivalents d'années complètes de travail à temps plein comptent pour, au plus, 12 % de l'écart salarial. Les différences dans l'ancienneté professionnelle expliquent de 3 % à 5 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes et les différences dans le statut d'employé à temps partiel en justifient de 4 % à 9 % (voir le tableau 9).

Les différences entre les sexes pour ce qui est des domaines principaux d'études représentent au plus 6 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, mais la variation est considérable quant à l'apport de chacun des domaines principaux d'études à l'explication de l'écart salarial (voir le tableau 9). On peut expliquer environ 17 %[26] de l'écart salarial par le fait que les hommes sont plus susceptibles que les femmes d'obtenir un diplôme en génie ou en sciences appliquées, diplôme qui permet de gagner de meilleurs revenus. Cependant, la prédominance des femmes diplômées des programmes des sciences de la santé et des domaines d'éducation

---

[25] Coish et Hale (1995) se reportent à des données EDTR pour examiner l'écart salarial entre les sexes, mais la population et la méthode choisies diffèrent de celles de la présente étude. Premièrement, ils sélectionnent des travailleurs rémunérés en janvier 1993. Deuxièmement, ils tiennent compte de la langue maternelle, de l'appartenance à une minorité visible, des années de scolarité et de l'instruction de la mère et du père, mais non pas de la syndicalisation, de la durée d'occupation des emplois ni du travail à plein temps ou à temps partiel. Troisièmement, ils emploient les coefficients bêta d'un modèle groupé de régression pour les hommes et les femmes. Dans notre étude, nous supposons que la structure salariale des travailleurs masculins demeurerait intacte et procédons à une comparaison salariale entre hommes et femmes comparables.

[26] L'apport de chaque domaine principal d'études à l'écart salarial entre les hommes et les femmes est calculé en tenant compte de l'effet des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du domaine principal d'études, de l'ancienneté professionnelle, de la situation de famille, de l'âge du benjamin de la famille, du statut syndical, du statut d'employé à temps partiel, de la région, de la RMR/taille urbaine, de la taille de l'entreprise et des responsabilités professionnelles (voir la spécification 3).

connexes, ainsi que les gains relativement élevés qui sont associés à ces programmes réduisent la composante expliquée de 8 %.

Les différences entre les sexes en ce qui a trait aux possibilités d'accéder à des postes de supervision et d'exécuter certaines fonctions justifient en partie l'écart salarial. Les différences entre les sexes quant aux responsabilités de supervision et à l'exécution de tâches liées à l'emploi, comme la définition du travail des autres et le pouvoir sur la paie et les promotions, expliquent au plus 5 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Les responsabilités professionnelles, notamment la participation aux décisions relatives au budget et à la dotation, expliquent à peu près 2 % de l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 9).

Enfin, *d'autres facteurs qui déterminent les salaires expliquent l'écart salarial entre les hommes et les femmes.* Le fait que les femmes soient enfermées dans des professions peu rémunérées et dans des branches d'activité peu rémunératrices explique en partie l'écart salarial entre les sexes. Les différences dans les professions et les branches d'activité expliquent respectivement 9 % et 11 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes (voir la spécification 4 au tableau 9). Les différences entre les sexes quant au taux de syndicalisation justifient seulement 0,9 % de l'écart. La taille de l'entreprise a une incidence négligeable sur l'écart salarial, soit à peu près 1 %.

IX. Incidence de l'utilisation de variables de substitution décrivant l'expérience

Nombreuses sont les études qui s'appuient sur des mesures de l'âge ou de l'expérience possible (années d'âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution à la variable de l'expérience effective du marché du travail. Baker et coll. (1995) font observer que l'un des effets de cette utilisation sera sans doute d'attribuer, dans notre analyse, la plus grande partie de l'écart salarial entre les sexes à des différences de rétribution de l'expérience.

Dans cette section, nous essaierons de quantifier l'incidence du recours à des variables substitutives de l'expérience professionnelle sur l'écart salarial entre les sexes par rapport à l'emploi de la variable de l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps. L'échantillon exploité ici se limite aux travailleurs rémunérés de 18 à 64 ans qui n'étudient pas à plein temps et dont on connaît le salaire, l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps et le nombre d'années de scolarité. Il s'agit d'un échantillon de 28 303 observations.

Le tableau 3 confirme que ces mesures tendent à surévaluer l'expérience effective des femmes. Ainsi, l'âge moyen des travailleurs et des travailleuses en 1997 était respectivement de 39,2 et 39,0 ans et l'expérience moyenne possible du marché du travail, de 19,5 et 19,1 ans. Ni l'une ni l'autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l'inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d'heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d'obligations familiales. Une fois prises en compte ces différences d'expérience professionnelle, le nombre moyen d'années en équivalence « années complètes à plein temps » devient 18,3 ans pour les hommes et 14,4 pour les femmes.

On estime des modèles de décomposition distincts par les trois mesures de l'expérience, à savoir celles de l'âge, de l'expérience possible et de l'expérience effective en équivalents d'années

complètes de travail à plein temps. Le tableau 1 de l'annexe 3 décompose l'écart moyen pour chaque mesure et le tableau 2 de cette même annexe indique la proportion de l'écart qui s'explique par la diversité des mesures de l'expérience. Deux grandes constatations s'en dégagent.

D'abord, les variables substitutives de l'expérience professionnelle donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l'expérience effective. Le tableau 1 de l'annexe 3 (parties 1 et 2) indique que, une fois que l'on prend en compte les différences de caractéristiques observables et se reporte à l'âge ou à l'expérience possible comme variable substitutive de l'expérience, le taux salarial horaire des femmes oscille approximativement entre 81,9 % et 86,9 % de la moyenne masculine. Avec la variable de l'expérience effective, ce même taux varie de 83,5 % à 88,7 % de cette moyenne (partie 3)[27].

En deuxième lieu, le tableau montre que, quelle que soit la mesure de l'expérience professionnelle que l'on emploie, l'écart s'explique dans une proportion appréciable par des différences de rendement pour les diverses caractéristiques des travailleurs. Avec *l'âge* (annexe 3, tableau 3, partie 1) et l'*expérience possible* (partie 2) comme variable substitutive de l'expérience, la partie inexpliquée de l'écart est de 63 % à 91 % et, avec l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps, de 43 % à 80 %.

Enfin, *on se trouve à largement sous-estimer la partie expliquée de l'écart attribuable à des différences d'expérience professionnelle entre les sexes lorsqu'on applique des mesures de substitution.* Le tableau 2 de l'annexe 3 indique que, au plus, 0,6 % de l'écart de taux salarial horaire entre hommes et femmes tient à l'expérience selon la mesure de l'âge ou de l'expérience possible et, au plus, 12 %, de l'écart, lorsque mesuré selon l'expérience effective.

Cela peut ainsi s'expliquer. Nous avons déjà noté qu'il n'y avait guère de différence entre les sexes pour les caractéristiques moyennes de l'âge ou de l'expérience possible (tableau 3), mais que les différences étaient marquées pour l'expérience effective[28] (en équivalence « années complètes à plein temps ». Si l'âge et l'expérience effective sont fortement corrélés, la rétribution d'une année d'expérience effective de plus est supérieure à celle d'une année d'âge de plus[29]. Ainsi, avec la variable de l'expérience effective, tant la différence de moyenne $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$ que la différence de rétribution ou de rendement (β_m) donne une plus grande valeur à la partie expliquée qu'avec la variable de l'âge ou de l'expérience possible.

---

[27] Ces résultats diffèrent un peu de ceux présentés au tableau 8 en raison de différences d'échantillonnage. De l'échantillon actuel, on a retranché les enquêtés dont on ignorait le nombre d'années de scolarité.

[28] On se rappellera que les travailleurs ont 0,2 an d'âge de plus que les travailleuses et 0,4 an d'expérience possible de plus. La différence d'expérience effective (années complètes de travail à plein temps) s'établit à 3,9 ans.

[29] Les hommes gagnent environ 0,5 % (0,6 %-0,7 %) de plus par an avec la variable de l'âge (expérience effective du marché du travail).

X. Discussion

Nous avons essayé de jeter un nouvel éclairage sur une vieille question – celle des différences salariales entre les hommes et les femmes. Une des explications de ces écarts salariaux fait ressortir la différence dans les caractéristiques déterminant les salaires. Cependant, les hommes continuent d'avoir un avantage salarial considérable sur les femmes quand on tient compte des facteurs liés à la productivité. Mentionnons néanmoins que, dans une certaine mesure, les différences dans les facteurs liés à la productivité peuvent traduire en soi une discrimination ou une inégalité des chances.

De nombreux économistes se sont demandés si les mesures que l'on utilisait traditionnellement dans l'étude des différences salariales entre les sexes tenaient compte de tous les facteurs liés à la productivité qui influent sur les gains. Le fait que les hommes continuent d'avoir un avantage sur les femmes laisse de nombreuses questions en suspens. D'autres facteurs influent-ils sur l'acquisition des compétences? Disposons-nous de données appropriées, autrement dit, mesurons-nous bien les compétences qui déterminent les salaires? Comme bien d'autres études, l'EDTR ne donne pas de renseignements sur les heures de travail que s'imposent les travailleurs et travailleuses ni sur les lieux de travail. De plus, l'étude gagnerait à avoir des renseignements sur la durée, la fréquence et le moment des sorties de la vie active.

XI. Conclusion

À partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous avons étudié dans quelle mesure des facteurs dont on n'avait pas encore tenu compte dans le contexte canadien pouvaient expliquer les différences salariales entre les hommes et les femmes. Comme d'autres études utilisant les techniques de décomposition standard, nous avons constaté que les hommes jouissaient toujours d'un avantage sur les femmes : le taux horaire moyen des femmes se situe entre 84 % et 89 % du taux horaire moyen des hommes. Contrairement à d'autres études, nous avons tenu compte de l'effet des antécédents professionnels et des responsabilités professionnelles. Les différences entre les sexes quant aux équivalents d'années complètes à temps plein expliquent une bonne proportion de l'écart salarial entre les hommes et les femmes – à peu près 12 %. Les différences entre les sexes en ce qui concerne la possibilité d'occuper des postes de supervision ou d'exercer certaines fonctions représentent environ 5 % de l'écart salarial. Mais, malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, à peu près la moitié ou les trois quarts de l'écart salarial demeurent inexpliqués.

Nombreuses sont les études qui s'appuient sur une mesure de l'âge ou de l'expérience possible (années d'âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution décrivant l'expérience du marché du travail. Ni l'une ni l'autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l'inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d'heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d'obligations familiales. Les résultats indiquent que les variables de substitution pour l'expérience du marché du travail donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l'expérience effective.

Annexe 1 : Notes sur les méthodes économétriques

Le présent document se fonde sur des méthodes économétriques légèrement différentes de celles appliquées lors d'autres études des écarts entre les salaires des hommes et des femmes. On se sert à la fois des observations sur les femmes et sur les hommes pour estimer l'équation de régression suivante :

(1)

$$\ln w_i = \alpha_m + \alpha_f \, female + \beta_m X_i + \beta_f X_i \, female + u_i$$

où w est le salaire horaire de la personne i, α est l'ordonnée à l'origine, X est un vecteur du capital humain et d'autres caractéristiques déterminant le salaire, β est un vecteur des coefficients estimés de régression montrant le rendement de chaque caractéristique, m dénote les hommes et f, les femmes, et female = 1 si la personne est une femme et 0 autrement.

Le coefficient α_f lié à la variable fictive « female » est le *coefficient d'écart entre les ordonnées à l'origine* qui indique de combien la valeur de l'ordonnée à l'origine obtenue pour les femmes diffère de celle obtenue pour les hommes.

Le coefficient β_f est le *coefficient d'écart entre les pentes* qui indique de combien la pente de l'équation salariale des hommes diffère de celle de l'équation salariale des femmes.

Si l'on pose que $E(u_i) = 0$, on peut dériver de l'équation (1) des équations de régression individuelles pour les hommes et pour les femmes, soit :

(2)

Hommes

$$E(Y_i \mid female = 0, X_m) = \alpha_m + \beta_m X_m$$

(3)

Femmes

$$E(Y_i \mid female = 1, X_f) = \alpha_m + \alpha_f + (\beta_m + \beta_f) X_f$$

On peut appliquer un simple test t (test de Student) pour vérifier une hypothèse concernant un coefficient *particulier*. Par exemple, on peut recourir à un test t pour déterminer si le terme correspondant à l'écart entre les ordonnées à l'origine est significativement différent de l'ordonnée à l'origine obtenue pour les hommes. Pour le coefficient d'écart entre les pentes, le test t nous dira si le rendement que les femmes tirent d'une caractéristique est significativement différent de celui qu'obtiennent les hommes.

L'avantage de cette méthode tient au fait qu'elle nous permet de préciser la ou les sources de l'écart entre les équations établies pour les hommes et pour les femmes — par exemple, si l'écart est dû aux ordonnées à l'origine uniquement (droites de régression parallèles), aux pentes (droites de régression concurrentes) ou bien aux pentes et aux ordonnées à l'origine (droites de régression dissemblables).

On se sert d'un test F pour vérifier une hypothèse concernant un *ensemble* de coefficients. Autrement dit, on applique le test F pour vérifier si un ensemble de pentes sont simultanément nulles. Par exemple, supposons que l'on veuille vérifier si les coefficients d'écart entre les pentes obtenus pour les femmes sont nuls simultanément. Le test t indique si un coefficient individuel ne diffère pas significativement de zéro, mais on ne peut en conclure qu'AUCUN coefficient d'écart entre les pentes ne diffère significativement de zéro. Souvent, il est tentant d'ajouter au modèle plusieurs variables qui peuvent avoir un certain pouvoir explicatif. Le test F est également utile pour vérifier s'il faut inclure ou non une variable dans le modèle de régression.

Notes techniques sur la décomposition

Les méthodes multivariées permettent d'analyser simultanément les effets de plusieurs variables. La présente section décrit comment une méthode multivariée appelée décomposition est utilisée pour analyser les écarts salariaux entre les hommes et les femmes. La variable dépendante est le logarithme du taux de rémunération horaire. Chaque coefficient correspond à la variation en pourcentage du taux de rémunération horaire causée par une variation unitaire de la valeur de chaque variable explicative.

Nous utilisons la méthode de décomposition d'Oaxaca (1973). Au moyen des équations 2 et 3, on montre que l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes peut être ventilé en deux composantes :

$$\overline{W}_m - \overline{W}_f = (\overline{X}_m - \overline{X}_f)\hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$$

où $(\overline{X}_m - \overline{X}_f)\hat{\beta}_m$ est la différence entre les caractéristiques déterminant le salaire évaluée dans le cas de la structure de rémunération des hommes (composante expliquée) et $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$, la différence de rendement de ces caractéristiques, ainsi que des différences entre les constantes (composante inexpliquée).

Tableau 1 : La différence dans les gains des hommes et des femmes : résultats d'études canadiennes précédentes

Auteur / Date de publication	Données	Année	Mesure des gains	Ratio des gains hommes/femmes			Résultats (logarithmes)*		
				Global	après neutralisation des différences caractéristiques seulement	revenus seulement	Logarithme brut Écart entre les sexes	Fraction expliquée A	Fraction non expliquée B
				=exp(-(A+B)	=exp(-B)	=exp(-A)	A+B	(Xm-Xf)*Bm	(Bm-Bf)*Xf
Gunderson (1998)	Recensement	1970	annuelle	0.626	0.739	0.846	0.469	0.166	0.302
							100%	35.4%	64.4%
		1980	annuelle	0.668	0.765	0.874	0.403	0.135	0.268
							100%	33.5%	66.5%
		1990	annuelle	0.721	0.795	0.908	0.326	0.096	0.23
							100%	29.4%	70.6%
		1990	hebdomadaire	0.616	0.773	0.796	0.485	0.228	0.257
							100%	47.0%	53.0%
Baker et al. (1995)	Recensement	1970	annuelle	0.602	0.688	0.875	0.508	0.134	0.375
							100%	26.4%	73.8%
		1980	annuelle	0.644	0.725	0.889	0.439	0.118	0.321
							100%	26.9%	73.1%
		1985	annuelle	0.656	0.727	0.900	0.422	0.103	0.317
							100%	24.4%	75.1%
	EFC	1986	annuelle	0.643	0.705	0.912	0.441	0.092	0.349
							100%	20.9%	79.1%
		1991	annuelle	0.669	0.715	0.938	0.402	0.066	0.338
							100%	16.4%	84.1%
	Recensement	70/80		Se reporter au texte pour le calcul de la variation			-0.07	0.01	-0.08
				de l'écart des gains sur deux périodes			100.0%	-14.3%	114.3%
	Recensement	80/85					-0.017	-0.011	-0.006
							100.0%	64.7%	35.3%
	EFC	85/90					-0.039	-0.003	-0.033
									84.6%
Coish & Hale (95)	EDTR	1993	horaire	0.779	0.803	0.97	0.25	0.03	0.220
							100%	12.0%	88.0%
Christofides & Swidinsky (94)	EAM	1989	horaire	0.762	0.82	0.931	0.271	0.072	0.199
							(100%)	26.6%	73.4%

Note : * Pour convertir les différences signalées dans le logarithme moyen des gains en ratio des gains entre les hommes et les femmes, calculer le ratio = exp (- différence). Par exemple, dans le document de Baker et al., le ratio des gains entre les hommes et les femmes a connu une augmentation, passant de 0,60 à 0,66, entre 1970 et 1985.

EAM : Enquête sur l'activité du marché; EDTR : Enquête sur la dynamique du travail du revenu; EFC : Enquête sur les finances des consommateurs; ENAD : Enquête nationale auprès des diplômés.

Ces études décomposent l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes en deux composantes : les différences dans les caractéristiques moyennes déterminant les salaires (Xm-Xf) évaluées en fonction des revenus des hommes Bm (composante expliquée) et les différences dans les salaires que les hommes et les femmes touchent (Bm-Bf) évaluées en fonction de la somme des compétences des femmes (Xf).

Tableau 2 : Ratios des gains fondés sur les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, 1997

Caractéristiques	Travailleurs à TPTA			Autres travailleurs			Tous les soutiens de famille		
	Hommes	Femmes	Ratios des gains	Hommes	Femmes	Ratios des gains	Hommes	Femmes	Ratios des gains
Dans l'ensemble	$ 42,626	$ 30,915	72.5%	$ 13,821	$ 10,870	78.6%	$ 33,185	$ 21,167	63.8%
Âge									
15-24	nd	nd	80.8	nd	nd	nd	nd	nd	nd
25-34	37,810	28,833	76.3	16,368	12,139	74.2	31,701	21,786	68.7
35-44	44,819	32,916	73.4	19,321	13,436	69.5	39,828	25,262	63.4
44-54	47,957	33,452	69.8	20,917	13,688	65.4	43,228	26,385	61.0
55-64	45,578	29,017	63.7	18,953	12,873	67.9	37,566	20,540	54.7
Niveau de scolarité									
Inférieur aux études secondaires	30,731	21,403	69.6	12,641	8,476	67.1	23,109	14,107	61.0
Études secondaires	35,367	22,846	64.6	10,251	6,638	64.8	23,096	12,292	53.2
Diplômés d'études secondaires	37,705	27,525	73.0	14,179	10,570	74.5	30,796	19,551	63.5
Études postsecondaires	37,812	28,360	75.0	10,052	8,263	82.2	24,298	16,405	67.5
Études postsecondaires complètes	41,868	29,539	70.6	16,465	12,710	77.2	35,197	21,990	62.5
Université	57,930	42,661	73.6	20,821	16,689	80.2	50,099	33,344	66.6
Situation de famille									
Célibataire	33,451	30,720	91.8	8,927	7,842	0.9	19,591	16,208	82.7
Marié	45,102	30,424	67.5	19,407	12,263	0.6	39,494	22,383	56.7
Autre	42,300	33,950	80.3	17,699	13,792	0.8	35,334	26,367	74.6
Régions									
Provinces de l'Atlantique	36,549	25,928	70.9	11,735	7,838	66.8	25,215	15,797	62.6
Québec	39,100	29,209	74.7	14,521	10,927	75.2	31,018	20,401	65.8
Ontario	45,841	33,494	73.1	13,105	10,833	82.7	36,101	23,274	64.5
Provinces des Prairies	40,534	27,415	67.6	13,170	10,830	82.2	31,953	18,908	59.2
Colombie-Britannique	45,050	32,849	72.9	16,720	12,791	76.5	34,876	22,417	64.3
Ancienneté									
Moins d'un an	36,231	26,715	73.7	12,410	8,975	72.3	22,175	14,064	63.4
1 à 5 ans	37,543	27,443	73.1	15,670	12,202	77.9	32,505	21,088	64.9
6 à 10 ans	43,480	31,641	72.8	19,380	16,318	84.2	40,886	27,462	67.2
11 à 20 ans	47,190	34,230	72.5	31,147	18,734	60.1	46,039	30,269	65.7
20 ans et plus	48,720	36,414	74.7	26,573	18,639	70.1	47,225	33,035	70.0

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, 1997, Statistique Canada, n° 13-217-XIB au catalogue, texte du tableau 1, tableaux 2, 4, 6, 7, 9

Note : nd = non disponible

Tableau 3 : Différences entre les sexes - antécédents professionnels, 1997

	Hommes	Femmes
Âge moyen	39,2	39,0
Nombre moyen d'années de scolarité	13,6	13,8
Nombre moyen d'années potentielles de travail (= âge - années de scolarité - 6)	19,5	19,1
Nombre moyen d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein	18,3	14,4
Proportion des équivalents potentielles d'années complètes de travail à temps plein	93,8%	75,4%
Ratio hommes/femmes - équivalents d'années complètes de travail à temps plein (femmes à TPTA en moyenne / hommes à TPTA en moyenne)	78,7%	
Ancienneté moyenne chez l'employeur actuel (en années)	9,7	8,4
Proportion des heures de travail à temps partiel	2,7%	13,8%
Pour les heures de travail à temps partiel, pourcentage indiquant		
... le travail à temps partiel attribuable à des responsabilités familiales	..	17,5%
... le travail à temps partiel découlant un choix personnel	61,9%	62,3%
Nombre d'observations	14 604	13 699

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

Note : L'échantillon du tableau est restreint aux travailleurs rémunérés, âgés de 18 à 64 ans, qui ne fréquentent pas d'établissement scolaire à temps plein et à l'égard desquels on connaît le taux horaire, les équivalents d'années complètes de travail à temps plein et le nombre d'années de scolarité. Le nombre d'observations est 28 303.

.. Nombre négligeable.

Tableau 4 : Différences entre les sexes pour ce qui est des responsabilités professionnelles, 1997

	Proportion des heures de travail		Taux horaire		
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Ratio
Responsabilités liées au budget ou à la dotation	21,7	15,7	$ 23,21	$ 18,76	80,8%
N'est pas un superviseur	64,3	74,9	17,29	14,30	82,7%
Superviseur et	35,2	24,8	21,62	17,58	81,3%
... influe sur la paie / les promotions OU détermine le travail des autres	14,1	11,6	20,48	16,84	82,2%
... influe sur la paie / les promotions ET détermine le travail des autres	16,1	9,2	23,41	19,32	82,5%
... N'INFLUE PAS sur la paie / les promotions NI ne détermine le travail des autres	5,0	4,0	19,18	15,84	82,6%

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

Tableau 5 : Différences entre les sexes quant au niveau d'instruction et au domaine principal d'études, 1997

	Tous les travailleurs : taux horaire			Répartition en pourcentage		Composition selon le sexe	
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Dans l'ensemble	$ 18,84	$ 15,12	80,3%	100,0	100,0	57,0	43,0
Niveau d'instruction et domaine principal d'études							
Inférieur aux études secondaires	15,49	10,71	69,1	17,2	11,7	66,1	33,9
Études secondaires	16,64	13,04	78,4	17,9	19,7	54,6	45,4
Études postsecondaires incomplètes	17,20	13,85	80,5	13,4	11,8	60,0	40,0
Diplôme ou certificat	***19,13***	***15,19***	**79,4**	**33,9**	**38,1**	**54,1**	**45,9**
d'études postsecondaires							
Éducation, récréologie, counseling	17,08	14,65	85,8	0,6	3,2	21,1	78,9
Beaux-arts et arts appliqués	16,43	12,61	76,7	1,0	2,7	35,9	64,1
Humanités et domaines connexes	17,41	14,95	85,9	1,0	1,8	45,7	54,3
Sciences sociales et domaines connexes	17,89	14,45	80,8	1,4	2,0	49,1	50,9
Commerce, management et admin. des affaires	19,56	14,80	75,7	5,1	13,8	31,3	68,7
Agriculture et biologie	14,44	12,97	89,8	1,4	1,3	61,4	38,6
Génies, sciences appliquées, commerce	19,75	15,65	79,2	19,8	2,5	91,3	8,7
Santé, sciences et technologie	18,05	17,67	97,9	0,9	8,0	13,7	86,3
Mathématiques	21,97	16,28	74,1	1,0	1,0	53,4	46,6
Aucune spécialisation	17,41	13,80	79,3	1,2	1,9	45,9	54,1
Université - baccalauréat	***24,34***	***20,57***	**84,5**	**13,0**	**15,4**	**52,8**	**47,2**
Éducation, récréologie, counseling	22,36	19,98	89,4	1,4	3,6	33,5	66,5
Beaux-arts et arts appliqués	..	19,11	na	..	0,4	33,6	66,4
Humanités et domaines connexes	23,19	20,01	86,3	1,3	2,3	42,2	57,8
Sciences sociales et domaines connexes	22,66	20,31	89,6	2,2	2,8	50,0	50,0
Commerce, management et admin. des affaires	24,91	21,29	85,5	2,9	2,1	60,4	39,6
Agriculture et biologie	22,68	18,08	79,7	0,5	0,7	45,5	54,5
Génies, sciences appliquées, commerce	26,84	..	na	2,4	..	92,7	7,3
Santé, sciences et technologie	na	24,05	na	..	1,3	21,8	78,2
Mathématiques	24,80	22,23	89,6	1,7	0,8	69,3	30,7
Aucune spécialisation	..	..	na	..	..	..	..
Diplôme d'études supérieures	***27,77***	***22,55***	**81,2**	**4,1**	**2,9**	**54,5**	**45,5**
Éducation, récréologie, counseling	27,37	23,35	85,3	0,5	0,5	40,6	59,4
Beaux-arts et arts appliqués	..	..	na	..	..	..	..
Humanités et domaines connexes	21,27	18,32	86,1	..	0,6	..	..
Sciences sociales et domaines connexes	26,81	26,69	99,6	0,8	0,5	69,1	30,9
Commerce, management et admin. des affaires	29,06	..	na	0,9	..	..	..
Agriculture et biologie	31,27	..	na	..	..	..	..
Génie, sciences appliquées, commerce	25,66	..	na	0,5	..	..	..
Santé, sciences et technologie	33,38	23,84	71,4	..	..	..	..
Mathématiques	32,21	..	na	0,5	..	..	..

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

Tableau 6 : Différence entre les sexes en ce qui a trait à la rémunération moyenne brute selon les caractéristiques démographiques, 1997

Caractéristique	Tous les travailleurs : taux horaire			Travailleurs à TPTA : gains annuels		
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Ratio
Dans l'ensemble	$ 18,83	$ 15,12	80,3%	$ 46 108	$ 31 506	68,3%
Groupe d'âge						
17-24	11,00	9,36	85,1	22 749	17 178	75,5
25-34	16,71	14,39	86,1	40 527	28 617	70,6
35-44	20,25	16,38	80,9	47 730	34 414	72,1
45-54	21,68	16,34	75,4	54 449	34 566	63,5
55-64	19,66	14,22	72,3	49 232	28 988	58,9
Situation de famille						
Marié ou conjoint de fait	20,09	15,45	76,9	49 629	31 736	63,9
Célibataire, jamais marié	14,53	14,00	96,4	32 986	30 432	92,3
Autre	18,67	15,14	81,1	42 499	31 959	75,2
Âge du benjamin de la famille						
Aucun enfant / ou enfant de 19 ans et plus	17,83	15,16	85,0	43 259	32 161	74,3
0-4 ans	19,49	15,55	79,8	47 052	29 382	62,4
5-9 ans	19,97	15,38	77,0	50 206	32 799	65,3
10-14 ans	20,21	15,04	74,4	50 477	31 654	62,7
15-19 ans	19,28	14,22	73,8	46 596	30 048	64,5
Expérience de travail à TPTA						
0-2 ans	11,28	10,77	95,5	21 892	20 504	93,7
3-5 ans	14,33	12,47	87,0	32 234	24 967	77,5
6-9 ans	16,38	13,96	85,2	37 280	27 551	73,9
10-19 ans	19,32	15,87	82,1	46 749	32 492	69,5
20-29 ans	21,19	17,36	81,9	52 604	36 116	68,7
30-39 ans	21,30	16,67	78,3	53 098	35 191	66,3
40 ans et plus	17,92	15,39	85,9	41 248	31 935	77,4
Région						
Atlantique	15,51	12,58	81,1	37 422	26 855	71,8
Québec	18,07	14,53	80,4	41 887	28 414	67,8
Ontario	20,00	16,23	81,2	50 808	35 076	69,0
Prairies	16,66	13,24	79,5	40 857	27 037	66,2
Alberta	18,77	14,33	76,3	47 375	30 727	64,9
Colombie-Britannique	19,92	16,00	80,3	46 077	31 884	69,2
RMR et catégorie de taille urbaine						
Région rurale	17,62	14,09	80,0	41 577	29 886	71,9
Inférieur à 25 000	18,00	14,04	78,0	44 364	28 764	64,8
25 000 - 99 999	18,79	14,50	77,2	44 280	29 188	65,9
100 000 - 249 999	19,58	15,05	76,9	47 066	31 791	67,5
250 000 - 999 999	19,20	15,36	80,0	46 528	32 047	68,9
Montréal	19,14	14,79	77,3	44 788	29 212	65,2
Toronto	20,31	17,21	84,7	56 595	37 652	66,5
Vancouver	19,59	16,90	86,3	45 483	34 106	75,0
Nombre d'observations	14839	13902	28741	9020	6667	15687

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

* Une régression des salaires horaires en expression logarithmique sur une constante et une variable fictive pour les hommes indique que les ratios présentés sont statistiquement significatifs au niveau de 5 %.

Tableau 7 : Différences salariales entre les sexes selon diverses caractéristiques liées au travail, 1997

Caractéristique	Tous les travailleurs : taux horaire			Travailleurs à TPTA : gains annuels		
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Ratio
Dans l'ensemble	$ 18,84	$ 15,12	80,3%	$ 46 108	$ 31 506	68,3%
Branche d'activité						
Agriculture/pêche	12,44	9,65	77,6	28 687	19 217	67,0
Foresterie/exploitation minière	21,31	20,00	93,9	56 420	47 556	84,3
Construction	18,38	13,45	73,2	40 686	28 310	69,6
Fabrication	19,13	13,92	72,8	47 290	30 124	63,7
Services commerciaux	18,70	17,24	92,2	46 555	35 559	76,4
Services de distribution	21,92	15,62	71,3	62 098	32 626	52,5
Services aux consommateurs	13,81	10,27	74,4	33 449	21 699	64,9
Services publics	21,64	17,97	83,0	46 825	35 398	75,6
Statut						
Temps plein	18,94	15,32	80,9	-	-	-
Temps partiel	15,02	13,87	92,3	-	-	-
Syndicat						
d'un syndicat	20,63	17,86	86,6	46 276	35 229	76,1
Non syndiqué	17,80	13,61	76,5	46 036	29 217	63,5
Ancienneté						
Moins d'un an	14,17	11,22	79,2	33 824	24 438	72,3
1 - 5 ans	16,37	13,16	80,4	39 395	26 733	67,9
6-10 ans	19,00	15,71	82,7	43 793	31 303	71,5
11-19 ans	21,54	17,49	81,2	50 211	35 343	70,4
20 ans et plus	22,92	18,99	82,9	56 984	38 574	67,7
Profession						
Professionnel/gestionnaire	23,94	18,89	78,9	65 088	39 404	60,5
Sciences naturelles et sciences sociales	23,72	19,70	83,1	52 041	39 727	76,3
Emploi de bureau	15,41	13,36	86,7	33 884	26 680	78,7
Ventes	17,85	11,86	66,4	48 581	25 909	53,3
Services	14,74	10,03	68,0	34 279	20 419	59,6
Secteur primaire, transformation, machinerie	17,34	11,43	65,9	41 967	24 812	59,1
Construction	18,43	12,82	69,6	40 296	29 608	73,5
Autres	16,84	14,60	86,7	39 572	30 168	76,2
Taille de l'entreprise						
Moins de 20 employés	14,46	11,99	82,9	32 261	24 723	76,6
20 - 99 employés	17,11	13,97	81,6	41 623	28 674	68,9
100-499 employés	19,55	15,77	80,7	49 273	32 017	65,0
500 employés et plus	21,55	17,08	79,3	52 164	35 313	67,7
Nombre d'observations	14 839	13 902	28741	9 020	6 667	15687

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

* Une régression des salaires horaires en expression logarithmique sur une constante et une variable fictive pour les hommes indique que les ratios présentés sont statistiquement significatifs au niveau de 5 % sauf pour l'écart dans la branche d'activité foresterie / exploitation minière

Tableau 8 : Décomposition de la différence dans les gains entre les hommes et les femmes

	Écart non ajusté (en logarithmes)	Composante expliquée (différences attribuables aux facteurs déterminant les salaires) =(Xm-Xf)Bm	Composante non expliquée (différences attribuables aux revenus associés aux facteurs déterminant les salaires) =(Bm-Bf)Xf	Écart ajusté =exp(-(Bm-Bf)Xf)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Spécification (1)	0.221	0.047	0.173	84.1%
Spécification (2)	0.221	0.068	0.153	85.8%
Spécification (3)	0.221	0.081	0.140	86.9%
Spécification (4)	0.221	0.109	0.112	89.4%

Note : Par écart ajusté, on entend le pourcentage des gains des femmes par rapport aux gains des hommes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables. Pour convertir les différences signalées dans les logarithmes moyens entre les gains en ratios des gains entre les hommes et les femmes, on effectue le calcul suivant : ratio = exp/(-non expliquée). Par exemple, les gains moyens des femmes correspondent environ à 84,1 % des gains des hommes après avoir tenu compte des différences dans les équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du domaine principal d'études, de l'ancienneté, de la situation de famille et de l'âge du benjamin de la famille (spécification 1).

Tableau 9 : Comment expliquer l'écart salarial entre les sexes, 1997

Facteurs expliquant l'écart	Fraction de l'écart salarial entre les sexes expliquée selon ... Spécification 1	2	3	4
Niveau de scolarité* domaine principal d'études	3.2	4.8	5.8	4.5
Expérience à TPTA	11.5	11.5	10.4	10.1
Ancienneté	5.0	3.1	2.9	2.8
Âge du benjamin de la famille	0.9	0.7	0.7	0.7
Situation de famille	1.0	0.7	0.8	0.8
Statut d'employé à temps partiel		8.5	7.1	3.6
Région		0.0	0.0	0.0
RMR / taille urbaine		-0.3	-0.3	-0.6
Statut syndical		0.6	0.9	0.8
Taille de l'entreprise		1.1	1.1	0.9
Tâches			5.3	4.3
Participe aux décisions relatives au budget et à la dotation			2.1	1.3
Branche d'activité				11.2
Profession				8.6
Total expliqué	21.6	30.7	36.8	49.0
Total non expliqué	78.4	69.3	63.2	51.0
Total	100.0	100	100	100

Annexe 1 Tableau 1 : Résultats des vérifications d'hypothèse sur des ensembles de coefficients relatifs aux femmes

Coefficient d'écart - femmes	Test utilisé	Spécification 1	2	3	4
Ordonnée à l'origine	t	1%	1%	1%	1%
Expérience à TPTA	t	1%	5%	1%	NS
Domaine principal d'études*niveau de scolarité	f	1%	1%	1%	1%
Ancienneté	f	1%	1%	1%	10%
Âge du benjamin de la famille	f	1%	1%	1%	5%
Situation de famille	f	1%	1%	1%	1%
Statut d'employé à temps partiel	t		1%	1%	1%
Région	f		1%	1%	1%
RMR / catégorie de taille urbaine	f		1%	1%	1%
Statut syndical	t		1%	1%	NS
Taille de l'entreprise	f		1%	1%	1%
Participe aux décisions relatives au budget et à la dotation	t			5%	5%
Tâches	f			5%	NS
Branche d'activité	f				1%
Profession	f				1%

Note : Hypothèse nulle : Le coefficient d'écart qui s'applique aux femmes diffère-t-il considérablement de celui qui s'applique aux hommes?

Annexe 2, Tableau 2 : Résultats de la régression : interactions significatives - femmes (niveau de signification 5 %)
Variable dépendante : Logarithme du taux de rémunération horaire

	Numéro de spécification			
	1	2	3	4
Interactions positives	*ancienneté - l'ensemble* *Études postsecondaires* Expérience à TPTA	*ancienneté - l'ensemble* *Études postsecondaires* Expérience à TPTA	*ancienneté - l'ensemble* *Études postsecondaires* Expérience à TPTA	*ancienneté - l'ensemble* *Études postsecondaires*
	Domaine principal d'études C - Éducation / récréologie	C - Éducation / récréologie	C - Éducation / récréologie	C - Beaux-arts
	C - Sciences sociales C - Agriculture / biologie C- Santé U - Éducation U - Humanités *U - Sciences sociales* U - Commerce U - Santé *GU - Éducation/récréologie* GU - Beaux-arts *GU - Humanités* *GU - Sciences sociales* GU - Commerce *GU - Génie*	C - Sciences sociales C - Agriculture / biologie C- Santé U - Éducation U - Humanités *U - Sciences sociales* U - Commerce *GU - Éducation/récréologie* *GU - Humanités* *GU - Sciences sociales* GU - Commerce	C - Agriculture / biologie C- Santé U - Éducation U - Humanités *U - Sciences sociales* U - Commerce *GU - Éducation/récréologie* *GU - Humanités* *GU - Sciences sociales* GU - Commerce *GU - Génie*	C- Santé *U - Sciences sociales* *GU - Éducation/récréologie* *GU - Humanités* *GU - Sciences sociales*
		temps partiel *petites entreprises* région de l'Atlantique *Toronto* *Vancouver* syndiqué	*temps partiel* *petites entreprises* région de l'Atlantique *Toronto* *Vancouver* syndiqué décisions relatives au budget et à la donation	*temps partiel* *petites entreprises* *Toronto* *Vancouver* Branche d'activité agriculture foresterie / exploitat. minière fabrication services commerciaux services publics services de distribution professions emplois de bureau sciences naturelles/sciences sociales
Interactions négatives	Numéro de spécification			
	1	2	3	4
	Ordonnée à l'origine	*Ordonnée à l'origine*	*Ordonnée à l'origine*	*Ordonnée à l'origine*
	Inférieur aux études secondaires *Marié* Séparé/divorcé/veuf	*Inférieur aux études secondaires* *Marié*	*Inférieur aux études secondaires* *Marié*	*Inférieur aux études secondaires* *Marié*
		Âge du bonjoman : 0 à 4 ans Âge du bonjoman : 5 à 9 ans		Âge du bonjoman : 0 à 4 ans
	Âge du bonjoman : 10 à 14 ans *Âge du bonjoman : 15 à 19 ans*	*Âge du bonjoman : 10 à 14 ans* *Âge du bonjoman : 15 à 19 ans*	*Âge du bonjoman : 10 à 14 ans* *Âge du bonjoman : 15 à 19 ans*	*Âge du bonjoman : 10 à 14 ans* *Âge du bonjoman : 15 à 19 ans*
	Domaine principal d'études	C - Mathématiques		C - Mathématiques C - Sciences sociales GU - Agriculture GU - Santé
	Aucune spécialisation	*Aucune spécialisation*	*Aucune spécialisation*	*Aucune spécialisation*
		Prairies RMR/ville urbaine < 250 000	*Prairies* RMR/ville urbaine < 250 000	*Prairies*

Annexe 3, tableau 1 : Décomposition de l'écart salarial entre les sexes par l'âge, l'expérience possible et l'expérience effective

Partie 1 : Âge comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Écart non rajusté (en expression logarithmique) (1)	**Partie expliquée** (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) =(Xm-Xf)Bm (2)	**Partie inexpliquée** (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) =(Bm-Bf)Xf (3)	**Écart rajusté** =exp(-(Bm-Bf)Xf) (4)
Spécification (1)	0,22	0,02	0,20	81,9 %
Spécification (2)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (3)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (4)	0,22	0,08	0,14	86,9 %

Partie 2 : Expérience possible (années d'âge - années de scolarité - 6) comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Écart non rajusté (en expression logarithmique) (1)	**Partie expliquée** (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) =(Xm-Xf)Bm (2)	**Partie inexpliquée** (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) =(Bm-Bf)Xf (3)	**Écart rajusté** =exp(-(Bm-Bf)Xf) (4)
Spécification (1)	0,22	0,02	0,20	81,9 %
Spécification (2)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (3)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (4)	0,22	0,08	0,14	86,9 %

Partie 3 :Expérience effective (années complètes de travail à plein temps)

	Écart non rajusté (en expression logarithmique) (1)	**Partie expliquée** (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) =(Xm-Xf)Bm (2)	**Partie inexpliquée** (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) =(Bm-Bf)Xf (3)	**Écart rajusté** =exp(-(Bm-Bf)Xf) (4)
Spécification (1)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (2)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (3)	0,22	0,08	0,140	86,9 %
Spécification (4)	0,22	0,10	0,12	88,7 %

Note : L'écart rajusté correspond aux gains féminins exprimés en proportion des gains masculins après prise en compte des différences de caractéristiques observables. Pour transformer les différences indiquées de gains moyens (en expression logarithmique) en ratios gains féminins - gains masculins, on fait le calcul suivant : ratio = exp (- inexpliquée).
La taille de l'échantillon est de 28 303 observations.

Annexe 3, tableau 2 : Prise en compte de l'écart salarial entre les sexes par l'âge, l'expérience possible et l'expérience effective, 1997

Partie 1 : Âge comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...			
	Spécification			
Facteurs expliquant l'écart	**1**	**2**	**3**	**4**
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	2,5	4,1	6,1	3,7
Âge comme variable de substitution de l'expérience	0,5	0,5	0,4	0,4
Durée d'occupation des emplois	4,6	3,1	2,8	2,5
Âge du benjamin	0,8	0,6	0,5	0,6
État matrimonial	0,9	0,7	0,8	0,8
Travail à temps partiel		8,6	7,0	3,4
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,4	-0,4	-0,6
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,6	4,7
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,1	1,3
Branche d'activité				11,4
Profession				8,1
Total, partie expliquée	9,3	18,8	26,8	37,9
Total, partie inexpliquée	90,7	81,2	73,2	62,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Partie 2 : Expérience possible comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...			
	Spécification			
Facteurs expliquant l'écart	**1**	**2**	**3**	**4**
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	1,9	3,6	5,7	3,0
Expérience possible	0,6	0,6	0,5	0,6
Durée d'occupation des emplois	5,1	3,5	3,1	2,7
Âge du benjamin	0,5	0,4	0,3	0,4
État matrimonial	0,9	0,7	0,7	0,7
Travail à temps partiel		8,5	6,8	3,3
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,4	-0,4	-0,6
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,6	4,8
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,2	1,3
Branche d'activité				11,2
Profession				8,0
Total, partie expliquée	9,0	18,5	26,4	37,0
Total, partie inexpliquée	91,0	81,5	73,6	63,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Partie 3 : Expérience effective (années complètes de travail à plein temps)

	Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...			
	Spécification			
Facteurs expliquant l'écart	**1**	**2**	**3**	**4**
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	1,9	3,6	5,6	3,7
Expérience effective	11,9	11,8	10,6	10,2
Durée d'occupation des emplois	4,3	2,7	2,4	2,2
Âge du benjamin	0,9	0,8	0,6	0,7
État matrimonial	0,9	0,7	0,8	0,8
Travail à temps partiel		8,4	6,8	3,3
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,5	-0,4	-0,7
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,5	14,6
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,0	1,2
Branche d'activité				11,1
Profession				7,9
Total, partie expliquée	19,9	29,1	35,8	56,6
Total, partie inexpliquée	80,1	70,9	64,2	43,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Références

Baker, Michael, Dwayne Benjamin, Andreé Desaulniers et Mary Grant (1995). 'The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990.' *Canadian Journal of Economics*, vol. 28, no. 3, p.479-500.

Blau, Francine et Marianne Ferber (1986). *The Economics of Women, Men and Work.* (Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall).

Christofides, L. et R. Swidinsky (1994). 'Wage Determination by Gender and Visible Minority Status: Evidence from the 1989 LMAS.' *Canadian Public Policy*, vol. 20, no. 1, p.34-51.

Corcoran, Mary et Greg Duncan (1979). 'Work History, Labour Force Attachment and Earnings Differences Between the Races and the Sexes.' *Journal of Human Resources*, 14, no. 1, p 3 – 20.

Cromption, Susan et Leslie Geran (1995). « Les femmes comme principal soutien de famille. ». L'emploi et le revenu en perspective. N° 75-001-XPE au catalogue de Statistique Canada, Vol. 7, no. 4, Hiver 1995.

Doiron, D. et C. Riddell (1994). 'The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada', *Journal of Human Resources*, V.29, no. 2, p. 504-35.

Gains des hommes et des femmes, N° 13-217-XIB au catalogue de Statistique Canada, 1997.

Finnie, R. et T. Wannell (1999). 'The Evolution of the Gender Earnings Gap Amongst Canadian University Graduates', mimeo, School of Policy Studies à Queen's University.

Gunderson, Morley (1998). *Les femmes et le marché du travail canadien : transitions vers l'avenir.* N° 96-321-MPE au catalogue de Statistique Canada.

Gunderson, Morley et Craig Riddell (1993). *Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada.* Toronto : McGraw Hill.

Marshall, K. (1999). *L'emploi et le revenu en perspective.* N° 75-001-XPE au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Murphy, K. et F. Welch (1990). 'Empirical Age-Earnings Profiles', Journal of Labour Economics, Vol. 8 (2), pp. 202-289.

Wannell, T. (1989). *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires.* Document de recherche n° 26. Direction des études analytique. Ottawa : Statistique Canada.

Wannell, T. et N. Caron (1994). *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 1984-92.* Document de recherche n° 68. Direction des études analytique. Ottawa : Statistique Canada.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* ***par John S. Crysdale (Janvier 1989)***

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie, **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90 **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993 **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996 **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 Explication du relèvement de la prime liée à l'âge **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991 **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la tecnnologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N° 127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Décembre 2000)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Décembre 2000)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (À venir)**

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Décembre 2000)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Décembre 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Décembre 2000)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Décembre 2000)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson and Torun Österberg (Décembre 2000)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 *Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997,* ***par Andrew Heisz (À venir)***

Que diriez-vous...
QUE DIRIEZ-VOUS de trouver au même endroit tout ce qu'il y a de plus récent en statistiques canadiennes et, du même coup, de réaliser une économie de temps et d'argent pour vous et votre entreprise?
QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où seraient mises à votre portée des données fiables sur tout un éventail de sujets brûlants d'actualité du domaine social et économique canadien?
QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où, en appuyant simplement sur quelques touches, vous auriez accès des conseils et des données sur mesure fournis par des analystes bien au courant des marchés auxquels vous vous intéressez?
QUE DIRIEZ-VOUS si un tel endroit existait?
EH BIEN, IL EXISTE!
www.statcan.ca
CONÇU POUR LES AFFAIRES
La source officielle de statistiques canadiennes en un endroit et en tout temps